

北海道立水産孵化場研究報告

第 60 号 (2006)

目 次

宮腰 靖之

北海道におけるサクラマスの放流効果および資源評価に関する研究 1 - 64

星野 昇

シロザケ親漁の標識放流データに基づく資源特性値の推定方法 65 - 75

渡辺 智治・安富 亮平・今田 和史

2001 - 2003年の北海道北部暑寒別川における酸性雪の影響 77 - 89

Makoto Hatakeyama and Koki Miura

Seasonal Change in Serum Agglutination Titer against *Renibacterium salmoninarum*
in Farmed Masu Salmon *Oncorhynchus masou* 91 - 97

短 報

Makoto Hatakeyama

Genetic Diversity of Infectious Hematopoietic Necrosis Virus Isolated in Hokkaido, Japan 99 - 103

北海道におけるサクラマスの放流効果 および資源評価に関する研究^{*1}

宮腰 靖之^{*2}

Evaluation of Stock Enhancement Programs and Stock Assessment for Masu Salmon in Hokkaido, Northern Japan

Yasuyuki Miyakoshi

Abstract In northern Japan, particularly in Hokkaido, masu salmon *Oncorhynchus masou* is an important commercial fish species. Although masu salmon have been enhanced since the 19th century with hatcheries and rearing techniques continue to improve, enhancement effectiveness has rarely been adequately evaluated because of inadequate assessment programs and experimental design. In this study, to evaluate the effectiveness of enhancement of masu salmon including stocking, quantitative sampling surveys were conducted. In these surveys, the improved sampling schemes were developed by incorporating the ecological characteristics of masu salmon.

To estimate catches of hatchery-reared masu salmon in coastal commercial fisheries, two-stage sampling surveys were conducted at fish markets over an extensive area in western Hokkaido from 1994 - 2002. Recovery rates for hatchery-reared masu salmon were 0.22 - 0.54 % for fry (mean weight: 0.6 - 1.0 g at release) and 0.18 - 4.05 % for smolts (mean weight: 14.8 - 38.2 g at release). Recovery rates for smolts were generally high but highly variable. When smolts exceeding 30 g were released, they were subsequently caught at higher rates than fish that had been released as smaller smolts, but there was no apparent benefit of raising smolts beyond 35 g. To establish smolt stocking as an effective management tool, methods should be put in place to improve fish survivals and make survivals more consistent. Recovery rates for fish stocked as fry were lower but so were production costs. Stocking fry can therefore be cost-effective when fish are stocked in rivers with favorable habitat conditions where fishing for juvenile masu salmon is controlled. The relationship between precision of catch estimates and numbers of fish markets surveyed and numbers of survey days at each market was examined. Stratification of markets greatly improved precision and was an important component in the generation of reliable estimates from the survey data.

Recreational catches in the coastal area of Iburi, southwestern Hokkaido, were estimated by sampling recreational party boats in the winters of 1998 - 1999 and 1999 - 2000. Estimated numbers of masu salmon caught by recreational anglers in the survey area were approximately 12 - 13 % of the total annual commercial catches in Hokkaido. The high recreational catches demonstrate the need to evaluate the recreational fishery in order to properly assess and manage masu salmon.

Estimates of smolt numbers and overwinter survivals are useful when assessing the stocking successes of

*1 東京大学審査学位論文

*2 北海道立水産孵化場 (Hokkaido Fish Hatchery, Kitakashiwagi 3-373, Eniwa, Hokkaido 061-1433, Japan)

hatchery-reared fish. Hatchery-reared age-0 masu salmon (mean weight 4.1 - 13.9 g) were stocked in the Masuhoro River, northern Hokkaido, in the falls of 1994 - 1998. The proportions of fish smolting at age-1 (2.2 - 15.7 %) were positively correlated with mean weights at release, as were overwinter survivals (9.0 - 17.0 %). This study showed that size at release strongly influences overwinter survival and numbers of smolts exiting the spring following stocking. In estimating the number of smolts migrating downward in a river, the mark-recapture estimation method was applied and the pooled-Petersen and the stratified-Petersen methods were compared. The migratory behavior of masu salmon smolts changed during the run and the capture efficiency of the trap varied as water flow fluctuated. Under these conditions, heterogeneity in capture probability occurred, which violated a critical assumption of the pooled Petersen. The stratified Petersen estimator, which consistently produced higher estimates than the pooled Petersen, was most appropriate.

Despite recent progress in hatchery rearing techniques, there are growing concerns of negative effects of stocking of hatchery-reared fish on wild salmon populations. Based on the current status of stock enhancement of masu salmon as determined in this study, various suggestions to improve enhancement and stock assessment for masu salmon were provided.

Key words : サクラマス , 放流効果 , サンプルング , 標識再捕 , 生残率

目 次

第1章	北海道におけるサクラマスの生活史と資源増殖の取り組み	
1.1	はじめに	4
1.2	本論文の構成	5
1.3	北海道におけるサクラマスの生活史	5
1.4	資源保護の取り組み	6
1.5	増殖事業の歴史と主な放流方法	6
	増殖用種卵の確保 / 稚魚放流 / 秋季幼魚放流 / スモルト放流	
第2章	市場調査によるサクラマス放流効果の推定	
2.1	はじめに	9
2.2	調査方法	10
	調査場所および市場での調査 / 水揚げ尾数の推定方法 / 対象とした標識魚 / 層別方法の検討 / 調査計画の検討 / 経済回収率の推定	
2.3	結 果	13
2.4	考 察	19
第3章	スモルトの放流サイズと放流効果の関係	
3.1	はじめに	23
3.2	調査方法	23
3.3	結 果	24
3.4	考 察	26
第4章	遊漁船によるサクラマス釣獲尾数の推定	
4.1	はじめに	26
4.2	調査方法	27
	調査海域 / 遊漁船を対象とした標本調査 / 釣獲尾数の推定	
4.3	結 果	28
4.4	考 察	30
第5章	標識再捕によるスモルト降河尾数の推定	
5.1	はじめに	32
5.2	調査方法	33
	調査河川 / 標識再捕調査 / 層別Petersen法 / スモルト降河尾数の推定	
5.3	結 果	36
5.4	考 察	38
第6章	秋季に河川放流したサクラマス幼魚の冬季間の生残率の推定	
6.1	はじめに	40
6.2	調査方法	41
	試験魚の養成と放流 / スモルト降河尾数の推定 / 河川残留型個体の生息尾数の推定	
6.3	結 果	43
6.4	考 察	46
第7章	総 合 討 論	
7.1	サクラマスの放流効果および資源の評価に関する今後の課題	48
7.2	サクラマス資源増殖における問題点と今後の展望	51
要 約		53
謝 辞		55
文 献		55

第1章 北海道におけるサクラマス我的生活史と資源増殖の取り組み

1.1 はじめに

サクラマス *Oncorhynchus masou* はサケ属8種(サクラマスのほか、サケ *O. keta*, カラフトマス *O. gorbusha*, ベニザケ *O. nerka*, ギンザケ *O. kisutch*, マスノスケ *O. tshawytscha*, ニジマス *O. mykiss*, カットスロートトラウト *O. clarki*) のうち唯一、北太平洋のアジア側のみ分布する魚種である。海洋における分布域はサケ属の他の魚種と比べて狭く(帰山, 2002), その中心は日本海およびオホーツク海に面した地域である(待鳥・加藤, 1985)。サクラマスの漁獲量は太平洋サケ類の中で最も少ないが(NPAFC, 2000; 帰山, 2002), 主に秋に来遊するサケ、カラフトマスとは対照的に、サクラマスは冬から春にかけて沿岸漁業の対象となるため、北日本での重要な漁業資源の一つとなっている。しかしながら、近年の漁獲量は漸減傾向にある。北海道沿岸での最近20年間(1983~2002年)の漁獲量は400~1,000トンで推移しており(Fig. 1), 漁業生産金額は概ね年間5~10億円である。サクラマスを漁獲する主な漁法は定置網(2002年の漁獲重量比で64.5%), 一本釣り(18.5%), 刺網(14.4%)である。一本釣りや刺網など経費のかからない漁法による水揚げが多いこともサクラマス漁業の特徴である。北海道でのサクラマスの漁獲量は日本海側およびえりも岬以西の太平洋側で多く、道内での漁獲量の概ね7~8割がこれらの地域で漁獲されている。1970年代まではサクラマスの沿岸

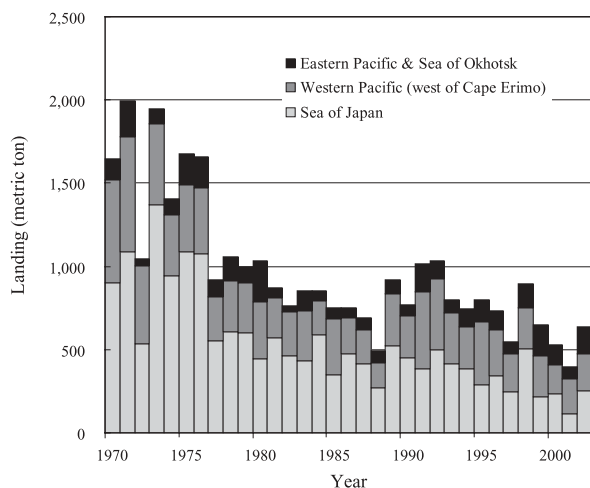


Fig. 1 Annual commercial landings of masu salmon in Hokkaido during 1970 - 2002.

漁獲の半数以上が日本海側で水揚げされていたが、最近では日本海側での漁獲量の減少傾向が著しい(Fig. 1)。

サクラマスの漁獲量を回復させることを目的として、人工孵化放流による増殖事業が北日本各地で実施されている。北海道ではサクラマスを日本海側での漁業振興を図る上での重要魚種の一つと位置付けて、増殖事業と資源保護に積極的に取り組んでいる。放流技術の向上により来遊量を大きく増加させたサケ(Kaeriyama, 1999)とは対照的に、サクラマスでは増殖事業を実施しているにもかかわらず、これまでのところ漁獲量の顕著な回復には至っていない。

サクラマスに関してはこれまで、生活史や生理生態などの調査研究が精力的に行われてきた(久保, 1980; 真山, 1992; 木曾, 1995; Nagata, 2002など)。サクラマスは、産卵床から浮上した後間もなく降河するサケやカラフトマスとは異なり、1年以上の河川生活を経て銀毛幼魚(スモルト)となり、海洋生活へと移行する。サクラマスの増殖を図る上では、本種のこうした生活様式を考慮した放流技術の確立が不可欠である。人工孵化放流においては、稚魚期(卵黄を吸収し終わり、群れをなして遊泳する時期: 孵化場での飼育期間は1~2ヶ月間)、幼魚期(秋季を迎え、その後の生活型の分化が明らかとなる時期: 孵化場での飼育期間は約半年間)、スモルト期(抗流性が弱まり降河行動を起こす時期: 飼育期間: 約1年間)など、いくつかの発育段階での放流を試み、放流効果を高めるための放流方法の検討がなされてきた。真山(1992)はサクラマスの資源培養について包括的な研究を行い、稚魚、幼魚、スモルト、それぞれの放流方法の有効性を実証的に検討した。その結果、単一の放流方法により高い増殖効果を得ることは難しく、天然資源の繁殖保護、河川の生産力を有効利用する稚魚および幼魚放流、河川が生産力に依存しないスモルト放流を河川ごとに異なる環境に応じて組み合わせることが必要であると結論づけている。さらに、サクラマスは河川内での生息環境変化の影響を受けやすく、近年の河川内の工作物の建設や流域開発などによる生息環境の悪化のため、放流効果が現れにくい状況となっていることにも言及している。真山(1992)をはじめとする精力的な研究により、サクラマスの放流技術は着実に向上してきたが、放流効果についての定量的な評価を行うまでには至っていない。すなわち、これまでの試験放流の多くでは、放流河川への標識魚の回帰尾数や放流場所近くの市場での標識魚の水揚げ尾数を調べるにより放流効果を

評価するにとどまった。種苗放流によるサクラマスの資源増殖を展開する上では、サクラマス漁業が行われている広い海域での放流種苗の回収率を明らかにする必要があるものと考えられる。また、稚魚や幼魚放流では放流後、降海までの河川内での生残率が調べられた事例はなく、その評価方法を研究し、どのようなサイズの種苗を放流するのが効果的かについても検証する必要がある。

現在、日本国内で種苗生産および放流が実施されている魚種は70種以上に及ぶ(北田, 2001)。国内においては、減少した魚種の資源回復のための方策として種苗放流を実施する傾向が依然として根強いが、国外では種苗放流を見直す動きもみられる。種苗放流による増殖事業の経済的な是非が問われ(Moksness and Støle, 1997; Hilborn, 1998; Kitada, 1999), さらに、種苗放流が天然資源に与える影響や放流魚による天然資源との置き換わりが懸念されるなど(Lichatowich and McIntyre, 1987; Waples, 1991; National Research Council, 1996; Hilborn and Eggers, 2000)種苗放流の是非について議論される機会が増えている(Leber *et al.*, 2004)。対象魚種の資源回復を図る上では、増殖手段の検討を行い、種苗放流を行う時にはその目的を明確にすることの必要性が提唱され(Cowx, 1994), さらに、増殖目標の設定、種苗放流の効果の検証、放流に用いる系群の管理、魚病対策など、責任ある対応を取ることが求められている(Blankenship and Leber, 1995; Kitada, 1999)。このような観点から、サクラマスにおいても放流効果を検証し、増殖事業を展開する上での問題点を整理して、本種の今後の増殖方法を検討することが必要と考えられる。

栽培漁業の対象魚種の中には遊漁の対象となっているものも少なくない。サクラマスも遊漁の対象種として人気が高く、渓流釣りの代表格とも言えるヤマメ(サクラマスの幼魚、北海道ではヤマベとも呼ばれる)釣りに加え、最近では海面や海浜でのサクラマス釣りも盛んに行われている。資源にかかる釣獲圧が高い場合には(今井ら, 1994, 柳瀬・阿井, 1998 など), 放流効果の評価や資源評価において、遊漁による釣獲尾数の把握が重要である。しかし、サクラマスの釣獲尾数を定量的に調査した例はきわめて少ない(安藤ら, 2002)。このことから、遊漁によるサクラマス釣獲尾数の調査事例を蓄積する必要があるものと考えられる。

1.2 本論文の構成

本論文の構成は次のとおりである。第1章では北海道におけるサクラマスの生活史の概要と資源増殖に向けた取り組みの現状について述べる。第2章では、北海道西岸の広い範囲を対象として市場調査を実施し、稚魚放流およびスマルト放流した標識サクラマスの水揚げ尾数を推定し、種苗放流効果の評価を試みた。精度よく放流効果を推定するための調査計画や水揚げ尾数を推定する際の市場の層別基準についても検討した。第3章では、市場調査により推定されたスマルトの回収率を用い、放流時のスマルトサイズと放流効果(回収率)の関係について検討した。第4章では、遊漁船によるサクラマス釣りが盛んに行われている北海道太平洋側の胆振海域において、遊漁船の標本調査を実施し、この海域での遊漁によるサクラマスの釣獲尾数の推定を試みた。第5章では、同一河川に設置した2つのトラップを用いて標識再捕調査を行い、野生サクラマススマルトの降河尾数を推定した。特に、スマルトの個体数推定における層別 Petersen 法の有効性を検討した。第6章では、秋季に河川放流した幼魚を調査の対象とし、標識再捕により放流翌春のスマルト降河尾数を推定し、さらに冬季間の生残率を推定した。最後に第7章では、前章までの調査結果を踏まえて、サクラマスの水揚げ尾数や個体数の推定方法について議論し、本種の種苗放流を含む資源増殖に関する問題点と今後の展望を述べる。

1.3 北海道におけるサクラマスの生活史

本邦のサクラマスには、河川と海洋とを回遊する遡河回遊型と河川内で一生を過ごす河川残留型という2つの生活史がみられる。回遊型でのスマルト化の年齢や河川残留型での初成熟年齢には個体群内でも変異がみられる。個体群間でみても、北海道以北では河川残留型は雄だけに限られているのに対し、分布の南限域では雌雄ともに河川残留型のみがみられるなど、地理的変異も大きい。サクラマスの生活史については多くの研究で詳しく述べられているので(久保, 1980; 真山, 1992; 木曾, 1995; 玉手・山本, 2004), ここでは北海道におけるサクラマスの生活史の概要を述べるにとどめる。

北海道ではサクラマスは8月下旬から10月上旬にかけて河川の主に上流域で産卵する(Kato, 1991)。翌年

春に産卵床から浮上した稚魚は1~3年間の河川生活の後、銀毛変態（スマルト化）して降海する。スマルト化には河川での幼魚の成長が強く関わっており（久保, 1974; Hirata *et al.*, 1988）、成長が良好な個体は1歳（1+）でスマルト化するが、小型の個体はさらに河川生活を続け、翌春以降にスマルト化して降海する。従来、北海道のサクラマス幼魚の河川生活は1年あるいは2年とされてきたが、北海道北部の河川では河川生活3年のスマルトも出現することが最近報告された（Hayano *et al.*, 2003）。本州では河川残留型の雌が出現するが（木曾, 1995）、北海道では雌はすべて降海し、河川残留型の成熟雌は出現しない。一方、雄では成長が良好な個体が0歳の秋に成熟する（宇藤, 1976）。幼魚の体長分布を季節的に追跡した研究では、その後の生活様式を反映した異なる成長パターンを示す2つないし3つのサイズ群が秋までに出現することが報告されている（久保, 1974; Hirata *et al.*, 1988; Nagata, 1989）。最近の野外研究では、生活史分岐はすでに夏の時点で始まっていることが報告され（Takami *et al.*, 1998）、さらには、産卵床から浮上直後の稚魚の行動および初期成長が雄の河川内成熟や生活史分岐に影響することを指摘した研究もみられる（Nagata, 2002）。河川型成熟雄の出現のため、スマルトの雌雄比は雌に偏っており、そのため河川に回帰した親魚では雌雄比が雌に偏っている（Kato, 1991）。サクラマスの海洋生活は1年であり、これまでに海洋で2度の越冬を経験した個体の存在は報告されていない。降海した年の秋に回帰する早熟雄（ジャックと呼ばれる）については、ロシアではその存在が報告されているが（Tsiger *et al.*, 1994）、日本では湖沼型サクラマスでジャックの存在が報告されているもの（Tamate and Maekawa, 2000）、海洋生活を経たジャックの報告例はみられていない。

約1年間の海洋生活を経たサクラマスの河川遡上は春季からみられ、北海道での河川遡上のピークは5~7月にみられる（Kato, 1991; 真山, 1992）。河川に遡上したサクラマスは淵などで越夏し、降雨時の増水を利用して上流へ移動しながら、秋の産卵期を待つ。サクラマスは母川回帰性が極めて強く、母川以外へ迷入した事例はこれまでほとんど報告されていない。わずかに Miyakoshi (1998) が、迷入したと思われる標識サクラマス2尾の捕獲事例を報告している。ただし、それら標識個体の放流元は特定できておらず、放流までの飼育過程や移殖などの記録などは不明である。また、湖沼型サクラマスでは母川以外への迷入が観察されてい

るが、この場合には幼魚期に川と湖を行き来できることから、正確な母川記録が行われていないものと考えられる（上田, 2004）。

北海道でのサクラマスの成熟時の体サイズは河川により変異がみられ、一般に日本海側南部の河川では大型（平均尾叉長50 cm以上）であり、日本海側北部やオホーツク海側の河川では小型（平均尾叉長40 cm台）である（待鳥・加藤, 1985）。サクラマス親魚の大きさは移殖放流された場合でも母川の親魚のサイズとほぼ同等であることが報告されており（宮腰, 1999）、また、親魚の体サイズの大型化に関する人為選抜が有効であることも報告されていることから（下田ら, 2001）、親魚の成熟サイズには遺伝的要因が強く関与しているものと考えられる。

1.4 資源保護の取り組み

サクラマス資源を保護するため、北海道では、水産資源保護法および内水面漁業調整規則により、次のように河川内でのサクラマスの採捕を禁じている。

- 1) すべての河川に遡上した親魚の採捕禁止（周年）、
 - 2) スマルトが降河移動する時期（北海道南西部では4~5月、北海道北東部では5~6月）の幼魚の採捕禁止、
 - 3) 保護水面に指定された32河川でのサクラマスを含むすべての水産動植物の採捕の禁止（周年）、
 - 4) 資源保護水面に指定された12河川でのサクラマス幼魚の採捕禁止（禁漁期間は河川ごとに設定）。
- この他、内水面漁場管理委員会指示により、増殖事業を実施している河川などに採捕禁止区域が設定されている。

海面においては海面漁業調整規則により、体長20cm未満のサケ・マスの採捕が禁止されている。また、増殖事業用の親魚捕獲を実施している河川では、河口付近におけるサケ・マス採捕禁止区域が設定されている。最近では海面での遊漁船によるサクラマス釣りが盛んとなっており、一部の沿岸域では海区漁業調整委員会指示によりサクラマス船釣りライセンス制が施行され、釣りのできる時間帯、漁法、釣獲尾数が制限されている。

1.5 増殖事業の歴史と主な放流方法

サクラマスの人工孵化による増殖事業の歴史はサケの増殖事業とともに古く、我が国での人工孵化放流の黎明期である1878年に石狩川および遊楽部川で試験

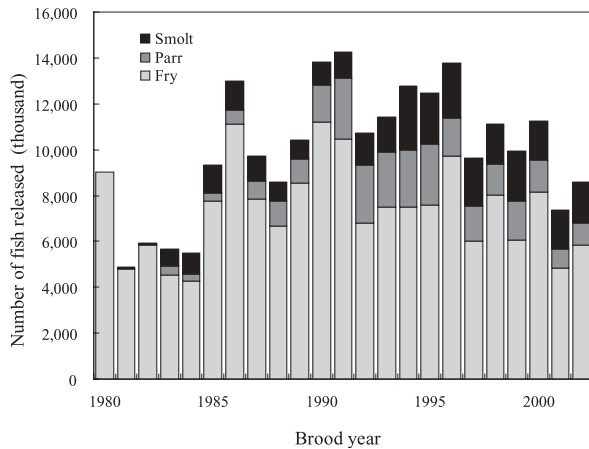


Fig. 2 Number of hatchery-reared masu salmon stocked in Hokkaido.

的に実施されたのが最初とされる（小林, 1981）。人工孵化放流の歴史は古いものの、サクラマスの生理生態を考慮した増殖手段がとられたわけではなく、ただサケに準じた捕獲、採卵、孵化放流の事業運営が継続されたのが実態であったとされる。1960年代以降、サクラマスの生態研究およびそれに基づく種卵生産や放流技術の研究が行われ、1980年代以降は稚魚、幼魚、スモルトなど様々な発育段階での試験放流が盛んに行われている。現在ではサクラマスの種苗が安定的に生産されるようになり、最近10年間の北海道における放流数は稚魚、幼魚、スモルト合わせて1,000万尾程度で推移している（Fig. 2）。以下、サクラマスの増殖用種卵生産と最近の主な放流方法についての概要を述べる。

増殖用種卵の確保

1960年代までは、サクラマスの放流用種卵は河川に遡上した親魚から採卵されてきたが、遡上尾数の年変動が大きく、種卵を安定的に確保することは困難であった（小林, 1981）。遡上時期が春に始まり蓄養期間が長期に及ぶため、親魚の斃死率が高いことも増殖事業を実施する上での障害となってきた。特に戦後間もない時期には、密漁対策および親魚捕獲の効率化のため、河川の下流域でサケの親魚を捕獲するようになり、これに伴ってサクラマスの親魚もより未熟な状態で捕獲され、採卵までさらに長い期間を蓄養されるようになった。これにより、1940年頃まで60%前後であった雌親魚の採卵使用率（捕獲した親魚のうち採卵に供した魚の割合）が1940年代後半には12~30%程度となるなど、サクラマスの増殖事業の効率はさらに低下することとなった（小林, 1981）。

1960年代以降、河川遡上親魚の生態（長内・大塚, 1967）や蓄養技術（広井, 1988）が研究され、遡上親魚からの種卵生産技術の向上が図られるとともに、種卵を安定的に確保することを目的として、池中飼育したサクラマスから種卵を生産しようとする試みが各道県の水産試験場等により本格的に行われるようになった（加藤, 1981）。北海道立水産孵化場ではサクラマスを卵から淡水の池中で飼育し、親魚まで養成して採卵する技術を確立し、サクラマス種卵の安定的な生産を実現させた（新谷, 1982）。これを池産系サクラマスと呼ぶ。最近では、北海道立水産孵化場森支場（現在の森試験池）と同熊石支場（現在の道南支場）で合わせて1,000万粒以上の種卵が生産され、サクラマスの増殖事業に使用されてきた。現在、北海道におけるサクラマス放流尾数のうち、約半数は池産系種苗である。北海道立水産孵化場森支場では日本海側南部を流れる尻別川系群のサクラマスを継代飼育し、熊石支場では尻別川系群に加えて日本海側北部を流れる暑寒別川系群のサクラマスを保持している。サクラマスの移殖放流では、移殖距離が遠くなると放流魚の生残率が低下することが報告されているので（真山ら, 1989）、放流にあたっては近隣の河川系群の種苗を用いることとし、原則として日本海側南部での種苗放流には尻別川系群を、日本海側北部での放流には暑寒別川系群を使用している。

稚魚放流

1960年代初めまでのサクラマスの放流方法は、養魚池内で卵黄を吸収し浮上したばかりの稚魚を無給餌で河川に放流するというものであった。前述のとおり、サクラマスの増殖事業はサケに準じて行われることが多く、通常の世界では河川水で発生するサクラマスの卵を湧水で管理することも多かった。そのため、自然界よりかなり早い時期に浮上した稚魚を無給餌で放流することとなり、目立った放流効果がみられることはなかった（小林, 1981）。

1960年代後半以降、サクラマス稚魚の生態調査が盛んに行われるようになり（石田, 1981）、そこで得られた知見に基づき稚魚の放流方法の改善が図られた。野生のサクラマスは河川の上流域で産卵し、浮上した稚魚は産卵床付近から下流側を中心に分散し、春の融雪増水が治まる頃には稚魚は河川内で強い定住性を示すようになる。放流した稚魚についても河川内での分散移動や成長が調べられ（田中ら, 1971）、さらに、稚魚

の発育に伴う形態の変化や食性など基礎的知見も蓄積された（真山, 1992）。

現在では、河川水を飼育用水に用い1~2ヶ月飼育した稚魚を放流するのが一般的となっており、稚魚放流が北海道におけるサクラマス放流数全体の6~7割を占める（Fig. 2）。この放流方法は後に述べる幼魚放流と比べて飼育期間が短いため、種苗単価が安く、また、稚魚が小型であることから大量の種苗の輸送放流が容易であることが長所である。

放流された稚魚はスマルトとなり降海するまでに1年以上の河川生活を送る。そのため、放流後の稚魚の生き残り、成長には河川環境が大きく影響する。河川の限られた生産力を有効に活用するためには、放流後、稚魚が広く分散し、適正な生息密度および成長量が得られるように放流数を定めることが重要である（真山, 1992）。放流した後の稚魚の生残、成長を追跡調査し、放流密度について詳細に検討した研究例もみられるが（田中ら, 1971; 永田ら, 1984; Nagata, 1989）、生残率や成長には河川が生産力が関わることから、サクラマス稚魚の適正放流密度についての一般的な基準の確立に至っていない。さらに、近年では河川および流域の開発が進み、サクラマスにとっての生息環境は悪化しており、稚魚放流の効果が現れにくい状況となっている（真山, 1992）。

また、サクラマス幼魚はヤマメ（北海道ではヤマベ）と呼ばれ、溪流釣りの対象魚として人気がある。稚魚放流では、以前から遊漁による減耗が放流効果を著しく低下させるのではないかと懸念されてきた。禁漁河川と遊漁規制のない河川に放流した稚魚の生息密度や体長分布を比較し、規制のない河川では多くの稚魚が降海前に遊漁によって釣られているものと推測した報告もみられる（杉若, 1992）。最近では、都市近郊の河川でのサクラマス幼魚の釣獲尾数を調べ、春に放流した稚魚の65%が遊漁によって秋までに釣獲されたことを報告した研究もみられる（安藤ら, 2002）。

河川での遊漁による減耗を避けるため、保護水面への稚魚放流が積極的に行われているが、放流された稚魚の沿岸漁業による回収率についての調査事例はこれまでほとんどなく、増殖効果についての事例の蓄積が必要である。本研究では、稚魚放流された標識魚の沿岸漁業による回収率について第2章で述べる。

秋季幼魚放流

放流後の遊漁による減耗を抑えるため、河川での遊

漁が盛期を過ぎた晩秋に幼魚を放流する試みが1970年代後半から始められ、1980年代以降、その有効性を検証するための標識放流が実施されてきた（真山ら, 1988）。秋季幼魚放流では、孵化場での飼育期間が半年程度と稚魚放流に比べ長く、種苗単価は高いものの、河川内での遊漁による減耗を抑えることができれば放流効果は高いものと期待されてきた。

秋季幼魚放流では、幼魚は放流後まもなく冬を迎える。サケ科魚類の幼魚にとって、冬は生き残ることが厳しい季節であることが知られている（Murphy *et al.*, 1984）。サケ科魚類の幼魚は、夏季には餌の豊富な条件を選択するのに対して、冬季には流れが緩く、外敵からの隠れ場所のある生息場所を選択するようになる（Chapman, 1966; Bjornn, 1971; Cunjak, 1996）。そのため、サクラマスの秋季幼魚放流においては、放流された幼魚が速やかに越冬に適した場所に移動できることが重要である。サケ科魚類の冬季間の生態や生息場所については欧米を中心に数多くの研究例がみられる（Bustard and Narver, 1975; Tschaplinski and Hartman, 1983; Peterson, 1982a; Seelbach, 1987; Cunjak, 1996; Cunjak *et al.*, 1998 など）。サクラマスの越冬環境についてもこれまでにいくつかの研究例がみられている（井上・石城, 1968; 真山, 1992; 鈴木ら, 2000b; Miyakoshi *et al.*, 2002a）。一方、秋季幼魚放流の放流効果については、河川への回帰結果を報告した事例がいくつかみられるものの（真山ら, 1988）、放流後の河川内での生残率などについての研究例は少なく、調査事例の蓄積が必要と考えられる。本研究では、秋季に放流されたサクラマスの放流翌春までの生残率について第6章で述べる。

スマルト放流

稚魚を1年間飼育し、スマルト化し海水適応能を獲得した幼魚を放流する1+スマルト放流は、放流後、幼魚がすぐに降海するため、河川での遊漁による減耗がなく、河川が生産力の制約を受けないため、サクラマスの有効な増殖手段と考えられている。サクラマスのスマルト放流は1980年代から実施されるようになり、多数の放流魚が河川およびその周辺海域へ回帰した事例も報告されている（真山, 1992; 宮本ら, 1994）。高い放流効果が期待される一方、飼育期間が1年以上の長期間にわたるため、種苗単価が高く、魚病の発生などの懸念も大きい。適期に放流できなければ高い放流効果は望めないことから、スマルトの養成にはそれぞれの施設の飼育条件（水量、水温など）に合わせた成長

促進あるいは抑制などの飼育管理が必要である。サクラマスと同様に1年以上の河川生活を持つギンザケ、マスノスケ、カットスロートトラウト、タイセイヨウサケ *Salmo salar* など他のサケ科魚類でもスマルト放流が広く行われ、放流サイズ、放流時期、飼育密度、放流場所などの要因と放流後の生残率の関係について、現在に至るまで盛んに研究が行われている (Bilton *et al.*, 1982; Ewing and Ewing, 1995; Finstad and Jonsson, 2001 など)。本研究では、スマルト放流魚の沿岸漁業による回収率について第2章で、放流時のスマルトサイズと回収率の関係について第3章で述べる。

サクラマスの通常の生活史に合わせて養成される1+スマルトの他に、初期の成長を促進させることにより、短い飼育期間で0+スマルトを作出することが可能である。北海道立水産孵化場森支場では、周年水温(12~13℃)の安定した湧水を利用して、冬季間も通常より高い水温下で卵の管理および浮上後の成長を促進させることにより、採卵の翌年春に95%程度の高い割合で0+スマルトを作出することが可能となった(下田, 2002)。1990年以降、0+スマルトの試験放流が実施され、高い放流効果を示した年もみられている (Miyakoshi *et al.*, 2002b)。1+スマルトの飼育と比べて飼育期間を1年短縮することができるのは大きな長所であるが、冬季間の高成長を可能とする飼育水の確保が困難であるなどの理由から、0+スマルトを増殖手法として事業化することは困難であると考えられている。

第2章 市場調査によるサクラマス放流効果の推定

2.1 はじめに

種苗の大量生産が可能となった魚種では、放流魚の水揚げ尾数を調べて放流効果を評価し、それを放流技術の開発に反映させて技術の向上を図るといった繰り返しが重要である。1970年代後半、放流効果の調査が始められた当初は、アンカータグなどの外部標識をつけた種苗を放流し、漁業者あるいは遊漁者からの再捕報告により放流効果の推定を試みた(北田, 2001)。サクラマスでも、スマルト生産が開始された1980年代にはアンカータグやリボンタグで標識した種苗が放流され、放流効果および回遊経路の調査が試みられた(杉若ら, 1981)。しかしながら、再捕報告は不完全であり、標識の脱落や見落としもあることから、この方法では

偏りが大きく、放流効果の正確な推定は期待できないと認識されるようになった(北田・須田, 1989)。そのため現在では、市場において水揚げの一部を抽出して、標識魚の水揚げ尾数を調べる市場調査が最も信頼できる方法として定着している(北田, 2001)。

サクラマスの放流効果は、1980年代から1990年代前半にかけて、放流河川への標識魚の回帰尾数や放流場所近くの市場での標識魚の水揚げ尾数を調べることにより推定された(真山, 1992; 宮本ら, 1994)。それらの調査では、水揚げの多い時期を中心に、週に数回の調査日を抽出して標識魚の水揚げ尾数を確認し、市場調査で得られた標識魚の混獲率に月ごとの水揚げ尾数を乗じて標識魚の水揚げ尾数を推定するのが一般的であった。これらの調査は、技術開発の端緒についたばかりのサクラマス幼魚放流の有効性を示したという点での意義は大きい。しかし、標識放流の結果が蓄積されるにつれ、サクラマスは冬から春にかけて、北海道沿岸の広い海域で漁業の対象となることが明らかとなり、放流効果の評価のためには、従前から実施されてきた放流場所近くの市場調査だけでは不十分であると考えられるようになった(Miyakoshi *et al.*, 2001a)。また、標本抽出は有意抽出となっていたことから、推定精度の評価は困難であった(北田, 2001)。最近では、水産資源の資源量および放流効果の評価において、推定精度の評価が不可欠であるとの認識が持たれている(Cowx, 1996)。さらに、放流事業が経済的に成り立っているかどうかを評価することの重要性も強く認識されるようになった(Moksness and Støle, 1997; Hilborn, 1998)。これらのことから、サクラマスの放流効果調査においても、推定精度の評価が可能であり、かつ、広い範囲を効率よく調査できる調査方法が必要と考えられた。

Kitada *et al.* (1992) は放流効果調査における問題点を考慮した上で、2段のランダムサンプリングに基づく一般的な放流効果の推定方法を提案した。この調査方法では推定精度の評価が可能であり、調査計画について検討することもできる。北田(2001)はこの推定方法を用いて、北海道立水産孵化場が1993年1~4月に北海道南西部において実施したサクラマスの市場調査の結果から、同海域でのサクラマスの水揚げ尾数を推定するとともに、調査計画を検討した。この予備調査に基づき、北海道立水産孵化場では1994年以降、調査対象を北海道西岸の広い地域に拡大し、2段抽出の市場調査を実施した。市場調査の結果から、標識サクラ

マスの季節的な水揚げ場所の分布を明らかにし、海域全体での沿岸漁業による回収率を推定した (Miyakoshi *et al.*, 2001a; Miyakoshi *et al.*, 2001c)。また、高い精度で放流効果を推定するための調査計画や市場の層別基準を検討した。さらに、サクラマス種苗の生産経費に対する水揚げ金額、すなわち経済回収率を推定し、サクラマス放流事業の経済効率を評価した (Miyakoshi *et al.*, 2004b)。

2.2 調査方法

調査場所および市場での調査

1994～2002年、ランダムサンプリングを基本とする調査方法 (Kitada *et al.*, 1992) に従って、北海道西岸において市場調査を実施した。調査は2段階抽出とし、1次抽出単位として市場を抽出し、2次抽出単位として各市場における水揚げ日を抽出した。

調査の対象範囲は、北海道の枝幸町以北のオホーツク海、日本海全域、および広尾町以西の太平洋に面する地域とした (Fig. 3)。調査対象範囲には約90箇所の市場があるが、その中にはサクラマスがほとんど水揚げされない市場が20箇所程度含まれている。そこで、サクラマスの水揚げ尾数が年間500尾以下の市場を除

く64～70箇所の市場から調査を実施する市場を抽出することとした。調査市場を抽出する際には、調査実施前3ヵ年 (1991～1993年) の市場別の平均水揚げ尾数を調べ、水揚げ尾数の規模を基準として4つの階層に分け、また、地理的に大まかに4つの階層にわけて、それぞれの階層から調査市場が抽出されるように配慮した。サクラマスは河川遡上前には、放流場所近くの市場で数多く水揚げされることから、放流場所近くの市場は必ず調査することとした。

調査実施時期は1～6月とし、この期間に各市場において原則として月3回の調査を実施した。予算的、人的都合から調査日数を増やすことが可能な市場ではさらに多くの調査日を設定した。調査日には原則として水揚げされたサクラマス全数について標識の有無を調べ、標識種類ごと (鱗切除の場合は切除された部位、リボンタグなど) に水揚げ尾数を記録した。サクラマスは大きさ別に発砲スチロールあるいはプラスチック製のトロ箱に入って市場に並べられるのが普通であり (Fig. 4)、1箱あたりのサクラマスの尾数は1尾から十数尾程度である (Fig. 5)。一般に漁業者はセリ開始時刻の数時間から数分前に水揚げ物を市場に搬入する。水揚げ物が市場に並んでからセリにかけられるまでの間に標識魚の調査をすることになるが、この時間が短い

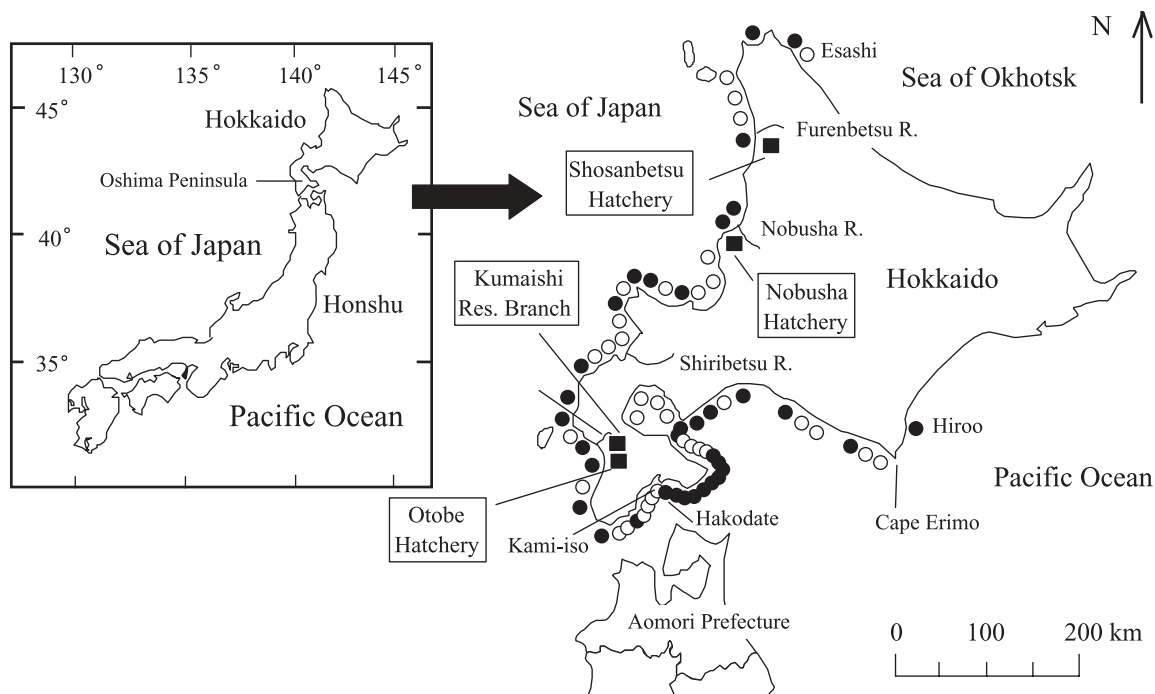


Fig. 3 Locations of the fish markets in western Hokkaido, northern Japan. Locations of fish markets surveyed (●) and not surveyed (○) in 1996. Locations of hatcheries (■) are indicated.



Fig. 4 Masu salmon landed at the Muroan Fish Market, southwestern Hokkaido.



Fig. 5 Marked masu salmon landed at the Muroan Fish Market. The upper one is unmarked fish, and the lower one is marked fish (adipose, dorsal, and anal fins clipped).

Table 1 Number of fish markets and days surveyed, and number of masu salmon examined for marks in the fish market surveys in western Hokkaido, 1994 - 2002

Year	Number of fish markets in the population	Number of fish markets surveyed	Sampling fraction for fish markets	Total number of landing days	Total number of days surveyed	Sampling fraction for landing days	Total number of fish examined	Total number of marked fish observed ¹	Mark ratio (%)
1994	69	33	0.478	5,038	679	0.135	72,124	3,000	4.2
1995	67	36	0.537	5,442	625	0.115	60,866	4,135	6.8
1996	69	35	0.507	5,309	704	0.133	65,504	3,675	5.6
1997	69	37	0.536	5,276	352	0.067	35,505	1,041	2.9
1998	71	35	0.493	5,366	380	0.071	44,116	999	2.3
1999	68	25	0.368	5,071	247	0.049	24,505	1,055	4.3
2000	68	25	0.368	4,756	247	0.052	28,891	1,563	5.4
2001	63	25	0.397	4,029	198	0.049	15,384	626	4.1
2002	64	25	0.391	4,922	189	0.038	20,745	1,734	8.4

¹Numbers of total marked masu salmon counted by samplers at fish markets (*i.e.* does not imply total recoveries).

場合には迅速に調査を実施することが要求される。調査員の数はこれらの状況や水揚げ尾数の規模に応じて1～6名程度として対応した。

本章の調査対象範囲では、北海道の年間サクラマス水揚げ尾数の約80%が水揚げされ、調査時期とした1～6月には北海道沿岸での年間水揚げ尾数の約95%が水揚げされる(1994～2002年平均; 北海道立水産孵化場事業成績書)。このことから本章の市場調査は北海道沿岸での年間サクラマス水揚げの大部分をカバーしたものといえる。1994～2002年に実施した調査でのサンプル数をTable 1に示す。市場の抽出率は1998年までは48～54%、1999年以降は37～40%であった。総水揚げ日数に対しての調査日数の抽出率は4～14%であった。

水揚げ尾数の推定方法

サクラマスの水揚げ尾数と分散の推定はKitada *et al.* (1992)に従った。推定にあたり、記号を次のように定めた。

- K : 調査地域にある総市場数
- k : 調査のために抽出する市場数
- D_i : i 番目の市場のサクラマスの水揚げ日数
- d_i : i 番目の市場の調査日数
- M : 標識魚の水揚げ尾数
- M_i : i 番目の市場での標識魚の水揚げ尾数
- m_{ij} : i 番目の市場での j 番目の水揚げ日の標識魚の水揚げ尾数

標識魚の水揚げ尾数 M の推定値 \hat{M} および分散 $V(\hat{M})$ は、

$$M = \frac{K}{k} \prod_{i=1}^k \frac{D_i}{d_i} \prod_{j=1}^{d_i} m_{ij} \quad (2.1)$$

$$V(M) = \left(\frac{K}{k}\right)^2 \prod_{i=1}^k D_i^2 \frac{D_i - d_i}{D_i - 1} \frac{\Lambda_{M_i}^2}{d_i} + K^2 \frac{K - k}{K - 1} \frac{\Lambda_{M_b}^2}{k} \quad (2.2)$$

で与えられる。ここで、 $\Lambda_{M_i}^2$ は市場内分散 $\Lambda_{M_i}^2$ の不偏推定量であり、

$$\Lambda_{M_i}^2 = \frac{1}{d_i - 1} \prod_{j=1}^{d_i} (m_{ij} - \bar{m}_i)^2, \quad \bar{m}_i = \frac{1}{d_i} \prod_{j=1}^{d_i} m_{ij} \quad (2.3)$$

である。 $\Lambda_{M_b}^2$ は市場間分散 $\Lambda_{M_b}^2$ の不偏推定量であり、

$$\Lambda_{M_b}^2 = \frac{1}{k} \prod_{i=1}^k \left(M_i - \bar{M} \right)^2 \cdot \frac{k - 1}{k} \prod_{i=1}^k D_i^2 \frac{D_i - d_i}{D_i - 1} \frac{\Lambda_{M_i}^2}{d_i} \quad (2.4)$$

で与えられる。ここで、 $M_i = D_i \bar{m}_i$, $\bar{M} = \frac{1}{k} \prod_{i=1}^k M_i$

である。

ここで、 m および M を標識魚の水揚げ尾数の代わりにサクラマス²の総水揚げ尾数と読み替えることにより、調査対象地域でのサクラマス²の総水揚げ尾数を推定することができる。各市場での水揚げ日数は毎年の漁期終了後、各漁業協同組合から報告を受けた。各市場での漁獲尾数についても合わせて報告を受け、市場調査からの水揚げ尾数の推定値と比較し、推定値の正確さを評価した。

対象とした標識魚

日本海側の種苗生産施設で生産されたスマルトおよび稚魚を調査の対象とした。スマルトの生産は日本海側南部にある北海道立水産孵化場熊石支場（現在の道南支場）および乙部町サクラマス種苗センター、日本海側北部にある初山別村サクラマス飼育センターで行った（Fig. 3）。各種苗生産施設では、稚魚が浮上した後、放流までの約1年間にわたり幼魚を飼育しスマルトを生産した。南部の2つの施設では熊石支場で採卵した池産サクラマス（尻別川系群）を飼育し、初山別村サクラマス飼育センターでは、原則として熊石支場で採卵した池産サクラマス（暑寒別川系群）を飼育したが、信砂川、風連別川に遡上した親魚から採卵したサクラマスが入手可能な場合にはそれらも飼育した。熊石支場および初山別村サクラマス飼育センターでは生産したスマルトをそれぞれの立地水系である見市川および風連別川へ放流し、乙部町サクラマス種苗センターでは、生産したスマルトを乙部漁港に設置した網生簀に移し、5日間馴致した後、乙部漁港へ放流した。

放流は5月中旬から6月上旬に実施した。

稚魚の生産は北海道立水産孵化場熊石支場と日本海側北部の増毛町にある信砂川さけ・ますふ化場で行った。北海道立水産孵化場熊石支場では、池産サクラマス（尻別川系群）の稚魚を浮上後約2ヶ月間飼育し、5月中旬あるいは5月下旬に見市川へ放流した。信砂川さけ・ますふ化場では、信砂川に遡上した親魚から採卵した種苗を浮上後約2ヶ月間飼育し、6月中旬に同施設の立地水系である信砂川へ放流した。稚魚放流での放流河川はいずれも保護水面であり、河川内での遊漁は禁じられている。なお、放流された稚魚のうち一部は2+スマルトとして降海するものと考えられるが、通常は1+スマルトが大部分を占めることから（待鳥・加藤, 1985）、ここではすべて1+スマルトとして降海し、放流の翌々年に水揚げされるものとして扱った。

いずれの放流群も放流前に鱸切除により標識した。サクラマスの増殖および調査研究を目的として、北海道および本州各県から標識サクラマスが放流されており、市場調査では多くの種類（各鱸切除の組み合わせやリボンタグ、など）の標識魚の水揚げがみられた（Fig. 5）。その中で、放流元を特定することができたりリボンタグ標識魚の再捕状況をみると、北海道西岸、特に津軽海峡東部や太平洋側沿岸では、北海道および本州各地からの放流魚が水揚げされており、本州県の中では青森県からのスマルト放流魚の再捕報告が多い。青森県以外の本州各県から放流された標識魚の再捕もみられるが、その数は極めて少ない（北海道立水産孵化場、未発表資料）。これらのことから本章では、北海道内の他地域あるいは青森県から放流されたスマルト放流と標識部位が重複しない放流群のみを水揚げ尾数推定の対象とした。

層別方法の検討

標識魚の水揚げ尾数の推定に際して、推定精度を向上させるため市場の層別方法を検討した（Miyakoshi *et al.*, 2001a）。層別基準は、無標識魚を含むサクラマス水揚げ尾数の規模と市場の地理とし、その検討には1994～1996年に水揚げされたスマルト放流魚の調査データを用いた（Table 2）。実際の層別の仕方は、

I) 1～6月のサクラマス水揚げ尾数の規模：

- ・500尾以上5,000尾未満の市場
- ・5,000尾以上の市場

II) 市場の地理：日本海側と太平洋側の境界線を津軽海峡のほぼ中央（函館市と上磯町の境）として、

Table 2 Date, site, number, mean weight, and mark of masu salmon smolts stocked in 1993 - 1995

Date of release	Release site	Number of fish released	Mean weight at release (g)	Mark (fin clips)	Year of recovery	Number of fish observed at fish markets ¹
1993.5.31	Shosanbetsu	81,000	21.1	Adipose and left pelvic fins	1994	280
1994.5.19	Otobe	212,000	22.4	Adipose and right pelvic fins	1995	1,037
1994.5.26	Shosanbetsu	45,000	14.8	Adipose and anal fins	1995	10
1995.5.19	Otobe	100,000	32.6	Adipose and right pelvic fins	1996	1,003
1995.5.29	Shosanbetsu	69,000	26.0	Adipose and left pelvic fins	1996	226

¹ Numbers of total marked masu salmon counted by samplers at fish markets (*i.e.* does not imply total recoveries).

- ・日本海側：枝幸町以北のオホーツク海側，日本海全域，および上磯町以西の津軽海峡
- ・太平洋側：函館市以東の津軽海峡，および広尾町以西の太平洋側

III) 放流場所（河川への放流の場合は放流河川の河口）からの距離

- ・放流場所から10 km以内に位置する市場
- ・放流場所から10 km以遠に位置する市場

とした。層ごとに水揚げ尾数と分散を推定した後、それらを合計して調査範囲全体での水揚げ尾数と分散を推定した。I)~III)のそれぞれ単独および複数の組み合わせで層別し、変動係数(CV)の大小によりそれぞれの層別の効果を評価した。最終的な水揚げ尾数の推定においては、多くの放流群に対して最も高い推定精度となる(CVが小さくなる)層別方法を適用することとした。

調査計画の検討

1995年および1996年の調査から得られた分散の値を用い、1次抽出単位である市場数と2次抽出単位である調査日数を変化させて、放流魚の水揚げ尾数の分散を(2.2)式で計算した上で、標準誤差の等値線を描いた。ここで調査日数は各市場で同じ値とし、最大値を実際の各市場の平均水揚げ日数とした。

次に各市場での最適調査日数 d を求めた。調査市場数 k に比例する費用を c_1 、総調査日数 dk に比例する費用を c_2 、費用関数を $C = c_1k + c_2dk$ として、この費用関数のもとで、分散 $V(M)$ を最小にする d を求めた。市場内分散 $\hat{\Lambda}_{Mi}^2 (= \sum_{i=1}^k D_i^2 \hat{\Lambda}_{Mi}^2 / k)$ と市場間分散 $\hat{\Lambda}_{Mb}^2$ の値を用い、最適調査日数 d は

$$d = \sqrt{\frac{c_1}{c_2} \frac{\hat{\Lambda}_{Mb}^2}{\hat{\Lambda}_{Mi}^2}} \quad (2.5)$$

により求められる(Kitada *et al.*, 1992)。ここで、 c_1/c_2

の値はわからないが、一つの調査市場を増やす費用は1日の調査に要する費用よりも相当大きいと考えられるので、ここでは $c_1/c_2 = 30$ と仮定した。

経済回収率の推定

北海道水産林務部が実施した1996~1998年のサクラマス種苗生産施設における飼育経費の調査結果から、稚魚およびスマルト1尾あたりの生産経費を算出し、放流事業の経済回収率(種苗生産経費に対する水揚げ金額の比)を推定した。ここでの飼育経費は人件費、餌料費、光熱水費、消耗品費とし、施設の減価償却費、災害時の施設補修費は除外した。一方、サクラマスの水揚げ金額を推定する際、水揚げ時のサクラマスの平均体重は市場での標識魚の測定データから、南部の熊石町および乙部町からの放流群では2.0 kg、北部の初山別村および増毛町からの放流群では1.4 kgとした。また、魚価は魚体サイズ、漁法、市場によりかなりの違いがみられるが(100~3,000円/kg)、ここでは春季の平均的な単価である1,000円/kgとして計算した。

2.3 結 果

標識魚の水揚げ場所

日本海側から放流されたスマルトの水揚げ場所および水揚げ尾数の季節的な推移を調べるため、1996年の市場調査のデータを用い、日本海側の2つの種苗生産施設から1995年に放流された標識サクラマスの水揚げ尾数を市場ごとに、1~2月、3~4月、5~6月の2ヶ月ごとに推定した(Fig. 6)。日本海側から放流された標識サクラマスは、1~2月には太平洋側、特に津軽海峡東部で数多く水揚げされた。この時期の主な漁法は一本釣りや刺網である。3~4月になると太平洋側での水揚げはやや減少し、日本海側での水揚げが徐々に

増加した。春の定置網漁業が始まる4月以降は日本海側の各市場において標識魚の水揚げが確認された。5～6月になると太平洋側での水揚げ尾数は少なくなり、日本海側での水揚げ尾数が顕著に増加した。5月以降はサクラマス産の河川への遡上がみられる時期であり、放流場所近くでの水揚げが顕著に多くなった (Fig. 6)。各市場での1～6月における標識魚の推定水揚げ尾数を地理的に北から順に並べると、放流場所に最も近い

乙部および初山別市場での水揚げ尾数の多いことがわかる (Fig. 7)。それ以外の市場では、放流場所に近い地域に水揚げ尾数の多い市場がみられるほか、両群とも津軽海峡東部から太平洋側の市場では水揚げ尾数が多い傾向がみられた。次に、サクラマスの水揚げ尾数と標識魚の水揚げ尾数の関係をFig. 8に示す。ここでは放流場所に近い乙部および初山別市場は除外した。サクラマスの総水揚げ尾数と標識魚の水揚げ尾数の間

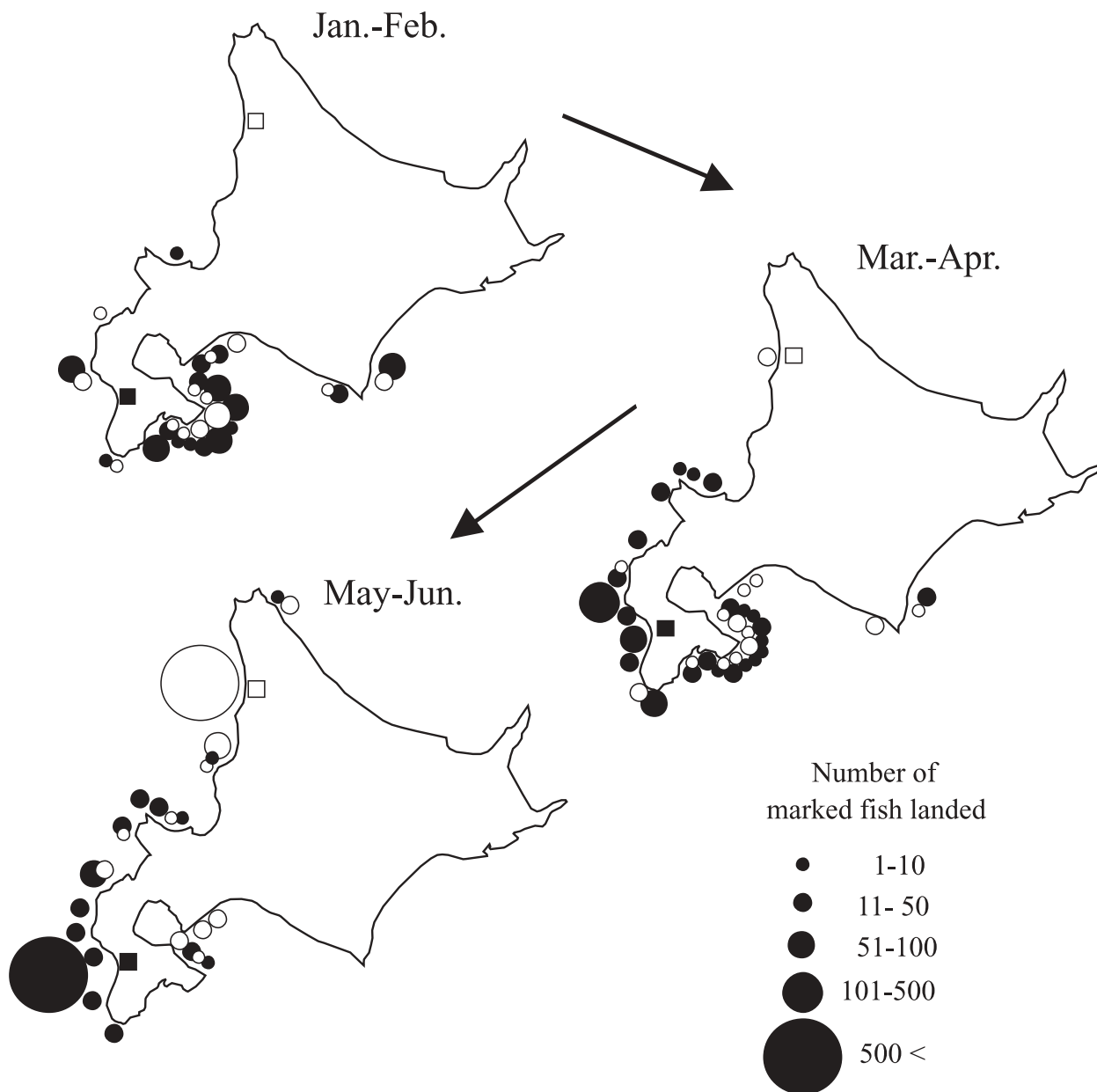


Fig. 6 Estimated seasonal recoveries of hatchery-reared masu salmon at each surveyed market in 1996. Recoveries of marked fish stocked by Otoke Hatchery (□), and Shosanbetsu Hatchery (○). Locations of Otoke Hatchery (□) and Shosanbetsu Hatchery (○) are indicated.

には明瞭な関係はみられず、市場間での標識魚の水揚げ尾数のばらつきが目立った。

すべての（初山別村および乙部町からの放流魚も含む）標識魚の各市場での混獲率をみると、その数値は

市場ごとに大きく異なった（Table 3）、大規模な標識放流を実施した初山別、乙部、留萌（近隣の信砂川で稚魚放流を実施）市場では近隣の市場よりも混獲率が顕著に高く、また、津軽海峡東部から太平洋では混獲

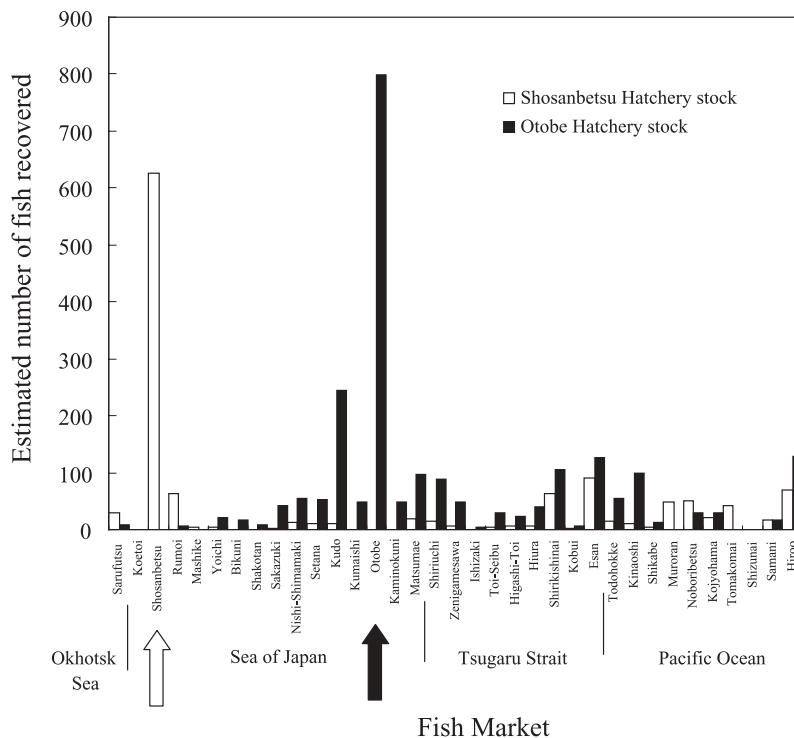


Fig. 7 Estimated number of marked masu salmon landed at each market in 1996. The arrows indicate stocking sites.

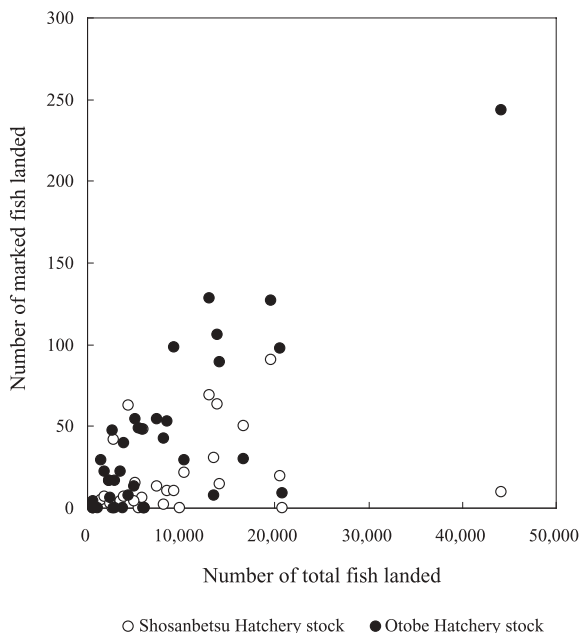


Fig. 8 Estimated number of marked masu salmon recovered in relation to total number of masu salmon landed at each market in 1996 (except for Otobe and Shosanbetsu fish markets).

率が総じて高めとなっており、日本海側南部では低いなど、地域ごとにも違いがみられた (Table 3)。

層別の効果

はじめに、市場の層別をせずに標識魚とサクラマス

の総水揚げ尾数を推定した (Tables 4a & 4b)。サクラマスの総水揚げ尾数は高い精度 (CV: 0.11 ~ 0.14) で推定できたものの、標識魚の水揚げ尾数の推定精度は総じて低かった (CV: 0.21 ~ 0.50)。分散の構造をみると、1例 (1995年帰りの初山別村からの放流群) を除き、

Table 3 Number of marked fish recovered and mark ratio at each fish market surveyed in 1996

Fish market	Total number of landing days	Number of days surveyed	Total number of fish landed	Number of fish examined	Number of marked fish observed			Mark ratio (%)		
					Fish stocked from Otobe	Fish stocked from Shosanbetsu	Total marked fish			
Okhotsk Sea	Sarufutsu	38	5	13,492	2,416	1	4	28	1.2	
	Koetoi	38	6	587	43	0	0	1	2.3	
	Shosanbetsu	46	8	3,734	716	0	109	127	17.7	
	Rumoi	59	16	4,430	863	2	17	151	17.5	
	Mashike	69	20	1,096	243	0	1	22	9.1	
	Yoichi	97	97	3,560	3,560	22	4	125	3.5	
	Bikuni	91	11	2,879	114	2	0	13	11.4	
	Shakotan	41	14	20,850	941	3	0	26	2.8	
	Sea of Japan	Sakazuki	88	76	8,347	8,263	37	2	136	1.6
		Nishi-Shimamaki	88	13	7,418	1,213	8	2	37	3.1
		Setana	64	6	8,545	849	5	1	18	2.1
		Kudo	117	12	44,180	2,320	25	1	84	3.6
		Kumaishi	62	13	2,665	389	10	0	14	3.6
		Otobe	82	71	9,811	9,577	692	0	808	8.4
		Kaminokuni	49	2	5,522	167	2	0	7	4.2
		Matsumae	98	15	20,602	4,848	15	3	101	2.1
Tsugaru Strait		Shiriuchi	119	24	14,076	2,423	18	3	84	3.5
		Zenigamesawa	102	17	5,829	681	8	1	63	9.3
	Ishizaki	57	14	665	172	1	0	11	6.4	
	Toi-Seibu	73	15	1,448	326	6	1	30	9.2	
	Higashi-Toi	43	19	1,821	1,208	10	3	60	5.0	
	Hiura	83	23	3,876	1,223	11	2	74	6.1	
	Shirikishinai	99	28	13,846	4,801	30	18	342	7.1	
	Kobui	74	24	2,417	539	2	1	36	6.7	
	Esan	105	29	19,559	5,742	35	25	470	8.2	
	Pacific Ocean	Todohokke	101	26	5,117	1,596	14	4	124	7.8
Kinaoshi		124	24	9,287	2,405	19	2	198	8.2	
Shikabe		65	15	5,003	1,185	3	1	39	3.3	
Muroran		80	5	6,013	1,144	0	3	79	6.9	
Noboribetsu		120	12	16,676	1,351	3	5	97	7.2	
Kojyohama		95	13	10,399	1,629	4	3	84	5.2	
Tomakomai		84	2	2,825	118	0	1	6	5.1	
Shizunai		91	7	6,091	469	0	0	17	3.6	
Samani		107	13	2,294	444	2	2	27	6.1	
Hiroo		89	9	13,045	1,526	13	7	136	8.9	
Total	2,838	704	298,005	65,504	1,003	226	3,675	5.6		

市場間分散が市場内（日間）分散に比べて大きく、全分散の84～93%を占めていた（Table 4b）。

次に、I)～III)の基準で層別したところ、III)の層別基準、すなわち、放流場所から10 km以内に位置する市場を10 km以遠の市場と別の層とすることが推定精度の向上に有効であった（Fig. 9）。I)やII)の層別の効果は各放流群によって異なり、単独の層別では推定精度の向上はみられなかった。I)～III)のすべての層別を組み合わせさせた場合、多くの放流群において高い推定精度を示したことから、標識魚の水揚げ尾数の推定する際にはI)～III)のすべての層別を組み合わせることとして取り扱いを統一した。

層別後は総水揚げ尾数、標識魚の水揚げ尾数ともに推定精度が向上した（Tables 5a & 5b）。特に、標識魚の水揚げ尾数では顕著な精度の向上がみられた（CV: 0.12～0.32）。ただし、1995年に回帰した初山別村からの放流群では層別による推定精度の向上はわずかであった。層別前の分散の構造をみると、この放流群では全分散のうち市場内分散が大部分を占めていた（Table 4b）。

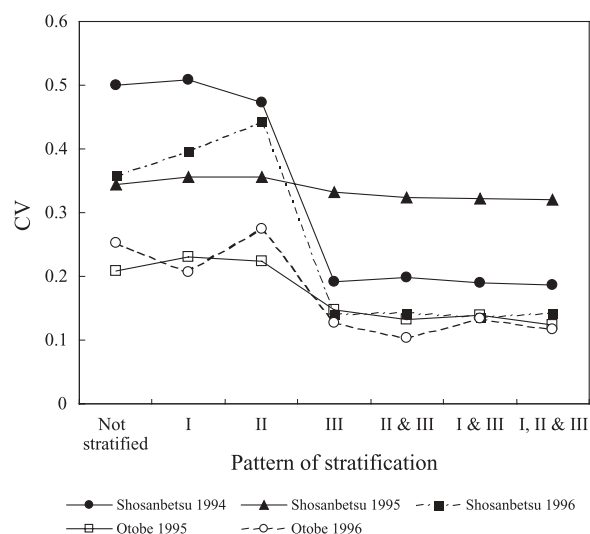


Fig. 9 Effects of stratification of fish markets on the coefficient of variation for the estimates. Explanatory notes show the hatcheries of origin and the years of recoveries.

Pattern of stratification:

I : on the basis of magnitudes of landings (<5,000; ≥5,000)

II : on the basis of geography (Sea of Japan; Pacific Ocean)

III: on the basis of distance from release site (≤10 km; >10 km)

Table 4a Estimated number of total masu salmon landed in the coastal waters of western Hokkaido in 1994 - 1996 (without stratification of markets)

Year	Estimate	W. Var. ¹	B.Var. ²	Total Var.	CV	True number	Accuracy(%) ³
1994	525,819	1.72 × 10 ⁹ (32.8 %)	3.53 × 10 ⁹ (67.2 %)	5.25 × 10 ⁹ (100.0 %)	0.14	529,997	-0.79
1995	616,419	1.52 × 10 ⁹ (35.6 %)	2.75 × 10 ⁹ (64.4 %)	4.27 × 10 ⁹ (100.0 %)	0.11	542,499	+13.63
1996	580,395	2.26 × 10 ⁹ (46.5 %)	2.60 × 10 ⁹ (53.5 %)	4.86 × 10 ⁹ (100.0 %)	0.12	531,862	+9.13

¹ Within-variance: variance accounts for the variation of fish landed among landing days

² Between-variance: variance accounts for the variation of fish landed among fish markets

³ Accuracy(%) = (Estimate - True number)/True number × 100

Table 4b Estimated number of marked masu salmon landed in the coastal waters of western Hokkaido in 1994 - 1996 (without stratification of markets)

Year	Release site	Estimate	W. Var. ¹	B.Var. ²	Total Var.	CV
1994	Shosanbetsu	2,364	227,512 (16.3 %)	1,171,544 (83.7 %)	1,399,056 (100.0 %)	0.50
1995	Otobe	5,030	111,587 (10.2 %)	979,574 (89.8 %)	1,091,161 (100.0 %)	0.21
1995	Shosanbetsu	107	1,304 (96.4 %)	49 (3.6 %)	1,353 (100.0 %)	0.34
1996	Otobe	4,518	97,894 (7.5 %)	1,201,587 (92.5 %)	1,299,481 (100.0 %)	0.25
1996	Shosanbetsu	2,480	96,699 (12.3 %)	688,318 (87.7 %)	785,017 (100.0 %)	0.36

¹ Within-variance: variance accounts for the variation of fish landed among landing days

² Between-variance: variance accounts for the variation of fish landed among fish markets

この放流群は回収率が極めて低く、放流場所に近い初山別市場以外では標識魚の水揚げがほとんどみられなかった。

調査範囲全体における総水揚げ尾数の推定値の正確さを評価するため、層別後の推定値と真の水揚げ尾数（各漁業協同組合から報告された水揚げ尾数の集計値）を比較した。ただし、ここでは放流場所はないため、層別ではIIIを除き、I)とII)の組み合わせにより市場を層別した。総水揚げ尾数の推定値は真の水揚げ尾数の±10%以内の値を示した（Table 5a）。

調査計画の検討

1996年に水揚げされた乙部町からの放流群と1995年に水揚げされた初山別村からの放流群の調査データを用い、1次および2次抽出単位のサンプル数を変えた場合の標準誤差の等値線をFig. 10に示した。図中の*は実際の調査でのサンプル数と標準誤差の値を示している。乙部町からの放流群では、1次抽出単位である

市場数を増やすことが推定精度の向上に有効であり、2次抽出単位である調査日数を現状より増やしても推定精度はほとんどよくなるが示された（Fig. 10）。この放流群を対象とした場合の最適調査日数は9.0日と推定された。実際の各市場での平均調査日数は20日であり、このことから推定精度の向上のためには調査日数ではなく、市場数を増やすことが有効であることが示された。

一方、回収率が著しく低かった初山別村からの放流群では、市場数あるいは調査日数のいずれを増やしても推定精度は向上することが示された（Fig. 10）。この放流群を対象とした最適調査日数は71.6日と推定された。各市場での平均水揚げ日数は83日であり、水揚げ日数の大部分を調査すべきとの結果となった。

標識魚の回収率と海域別水揚げ比率

1993～2001年に放流されたスマルト12群について調査結果が得られ、沿岸漁業による回収率は0.18～

Table 5a Estimated number of total masu salmon landed in the coastal waters of western Hokkaido in 1994 - 1996 (with stratification I & II)

Year	Estimate	W. Var. ¹	B.Var. ²	Total Var.	CV	True number	Accuracy(%) ³
1994	502,304	1.46 × 109 (54.9 %)	1.20 × 109 (45.1 %)	2.66 × 109 (100.0 %)	0.10	529,997	-5.23
1995	585,031	1.33 × 109 (55.9 %)	1.05 × 109 (44.1 %)	2.38 × 109 (100.0 %)	0.08	542,499	+7.84
1996	511,474	1.68 × 109 (60.9 %)	1.08 × 109 (39.1 %)	2.76 × 109 (100.0 %)	0.10	531,862	-3.84

¹ Within-variance: variance accounts for the variation of fish landed among landing days

² Between-variance: variance accounts for the variation of fish landed among fish markets

³ Accuracy(%) = (Estimate - True number)/True number × 100

Table 5b Estimated number and recovery rate of marked masu salmon landed in the coastal water of western Hokkaido in 1994 - 1996 (with stratification I, II & III)

Year	Release site	Estimate	W. Var. ¹	B.Var. ²	Total Var.	CV	Percent recovery	SE
1994	Shosanbetsu	1,458	58,345 (78.4 %)	16,046 (21.6 %)	74,391 (100.0 %)	0.19	1.80	0.34
1995	Otobe	4,205	96,027 (35.2 %)	176,876 (64.8 %)	272,903 (100.0 %)	0.12	1.98	0.25
1995	Shosanbetsu	83	700 (99.3 %)	5 (0.7 %)	705 (100.0 %)	0.32	0.18	0.06
1996	Otobe	3,502	85,015 (50.3 %)	84,123 (49.7 %)	169,138 (100.0 %)	0.12	3.50	0.41
1996	Shosanbetsu	1,706	43,379 (73.5 %)	15,616 (26.5 %)	58,995 (100.0 %)	0.14	2.47	0.35

¹ Within-variance: variance accounts for the variation of fish landed among landing days

² Between-variance: variance accounts for the variation of fish landed among fish markets

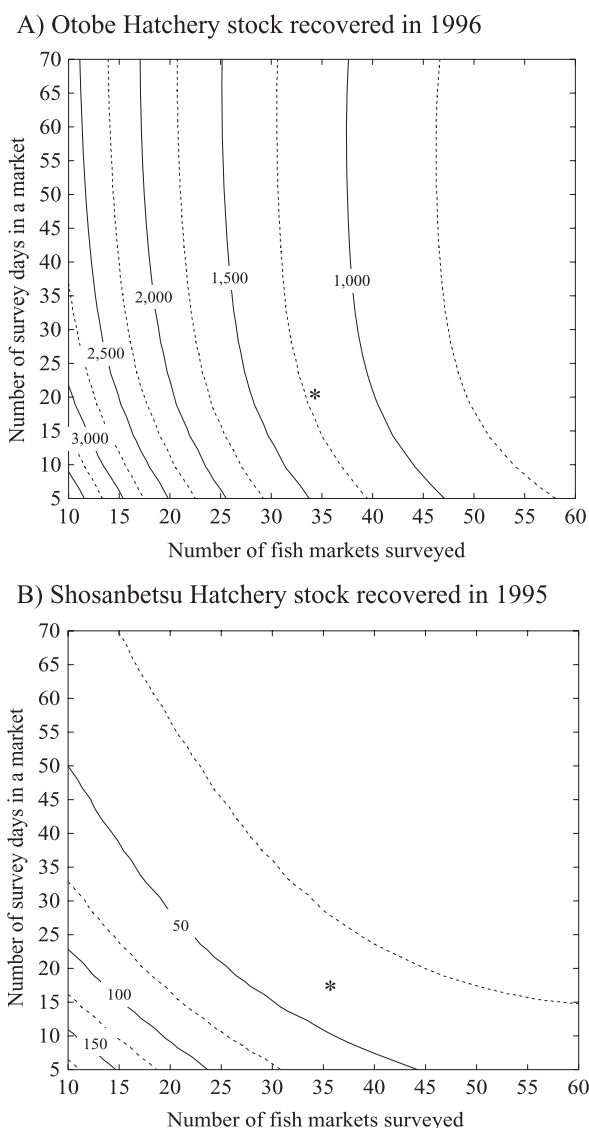


Fig. 10 Relation between the numbers of fish markets surveyed and survey days for SE of the marked masu salmon recovered. * Present value of the estimate of SE. (A) Otobe Hatchery stock recovered in 1996. (B) Shosanbetsu Hatchery stock recovered in 1995.

4.05%と推定された (Table 6)。南部の乙部町、熊石町からの放流群の回収率の範囲は1.98~4.05%、平均では3.08%であった (Table 7)。一方、初山別村からの放流群の回収率の範囲は0.18~2.47%、平均では1.46%となり、南部からの放流群と比べ低い回収率となった。スマルト放流の回収率には放流群間で大きなばらつきがみられた。

稚魚放流では、1992~1994年に放流された4群について調査結果が得られ、沿岸漁業による回収率は0.22~0.54%と推定され (Table 6)、平均では0.41%であった (Table 7)。稚魚放流では、標識魚の回収率はスモ

ルト放流より低いものの、放流群間のばらつきは小さかった。

1996年の標識魚の推定水揚げ尾数を地域別 (地理的層別ごと) にみると、北部の2施設 (初山別村から放流されたスマルト、増毛町信砂から放流された稚魚) および南部の2施設 (熊石町から放流された稚魚、乙部町から放流されたスマルト) から放流された標識魚の地域別水揚げ尾数の比率はそれぞれの地域ごとにほぼ同様の傾向を示した。すなわち、調査対象範囲での標識魚の水揚げ尾数のうち、太平洋側での水揚げ尾数が北部からの放流魚では40~42%、南部からの放流魚では31~32%を占めた (Fig. 11)。なお、北海道立水産孵化場熊石支場から放流された稚魚では、放流場所に近い熊石市場での水揚げ比率が5%と低かったが、これは、熊石町沿岸ではこの年、春の定置網漁業が行われなかったためである。

経済回収率

1尾あたりの生産経費はスマルト放流では、乙部町サクラマス種苗センターで38.7円/尾、初山別村サクラマス飼育センターで35.5円/尾、調査した種苗生産施設の平均は37.7円/尾であった。一方、稚魚放流では1尾あたりの生産経費は4.6円/尾であった。スマルト放流では生産経費のうち、人件費が53~74%と大部分を占め、餌料費は11~22%であった。稚魚放流では生産経費に占める人件費は78%とさらに高く、餌料費はわずか1%であった。

稚魚放流ではすべての放流群で水揚げ金額が生産経費を上回った (Table 7)。スマルト放流では回収率のばらつきが大きく、回収率の高い放流群では水揚げ金額が生産経費の2倍を超えたものがある一方、生産経費を下回った放流群もみられた。初山別村からの放流魚は乙部町からの放流魚と比べて回収率が低かったことに加えて、水揚げ時の魚体が小さく (Fig. 12)、1尾あたりの水揚げ金額が安いこともあり、水揚げ金額が生産経費を上回ったのは5例中1例にすぎなかった。

2.4 考 察

北海道西岸における2段階抽出の市場調査のデータを用い、1994~1996年のサクラマス総水揚げ尾数を推定した結果、実際の漁獲尾数の±10%以内の正確な推定値が得られた。1次抽出単位である市場の抽出率が50%前後と高く、事前の検討に基づき、水揚げ尾数の

Table 6 Data of marked masu salmon fry and smolts released and recovery rates estimated from the fish market surveys in western Hokkaido, 1994 - 2002

Date of release	Hatchery	Number of fish released	Mean fork length at release (cm)	Mean weight at release (g)	Mark (fin clips)	Year of recovery	n ¹	Number of fish landed				Recovery rate (%)		
								Estimate	SE ²	95% C.I. ³	CV ⁴	Estimate	SE	95% C.I.
Smolt														
1993. 5.31	Shosanbetsu	81,000	12.8	21.1	Adipose and left pelvic fins	1994	280	1,458	273 (923 - 1,993)	0.19	1.80	0.34 (1.14 - 2.46)		
1994. 5.26-27	Shosanbetsu	45,000	11.3	14.8	Adipose and anal fins	1995	10	83	27 (31 - 135)	0.32	0.18	0.06 (0.07 - 0.30)		
1995. 5.29	Shosanbetsu	69,000	14.0	26.0	Adipose and left pelvic fins	1996	226	1,706	243 (1,230 - 2,182)	0.14	2.47	0.35 (1.78 - 3.16)		
1997. 6. 4	Shosanbetsu	68,000	13.0	22.0	Adipose and right pelvic fins	1998	43	537	104 (334 - 740)	0.19	0.79	0.15 (0.49 - 1.09)		
2001. 6. 4	Shosanbetsu	154,100	13.2	23.7	Right pectoral fin	2002	289	3,213	634 (1,971 - 4,455)	0.20	2.09	0.41 (1.28 - 2.89)		
1994.5.19-26	Otobe	212,000	13.2	22.4	Adipose and right pelvic fins	1995	1,037	4,205	522 (3,181 - 5,229)	0.12	1.98	0.25 (1.50 - 2.47)		
1995. 5.19	Otobe	100,000	14.8	32.6	Adipose and right pelvic fins	1996	1,003	3,502	411 (2,696 - 4,308)	0.12	3.50	0.41 (2.70 - 4.31)		
2001. 5.11	Otobe	313,700	ND ⁵	31.5	Adipose fin	2002	680	9,222	1,653 (5,981 - 12,463)	0.18	2.94	0.53 (1.91 - 3.97)		
1998. 5.12	Kumaishi	42,200	15.8	38.2	Adipose and left pelvic fins	1999	153	1,322	366 (605 - 2,039)	0.28	3.13	0.87 (1.43 - 4.83)		
1999. 5.12	Kumaishi	62,200	14.9	34.6	Adipose and left pelvic fins	2000	255	1,767	313 (1,154 - 2,380)	0.18	2.84	0.50 (1.85 - 3.83)		
2000. 5.19	Kumaishi	31,000	15.7	38.5	Adipose and left pelvic fins	2001	48	946	335 (290 - 1,602)	0.35	3.05	1.08 (0.94 - 5.17)		
2001. 5.18	Kumaishi	103,400	14.6	32.0	Adipose and left pelvic fins	2002	256	4,188	910 (2,405 - 5,971)	0.22	4.05	0.88 (2.33 - 5.77)		
Fry														
1992. 5.31	Kumaishi	100,000	4.0	0.65	Adipose and right or left pectoral fins	1994	26	347	106 (139 - 555)	0.31	0.35	0.11 (0.14 - 0.55)		
1993. 5.25	Kumaishi	100,000	ND	0.73	Adipose and right or left pectoral fins	1995	65	530	124 (287 - 773)	0.23	0.53	0.12 (0.29 - 0.77)		
1994. 5.17	Kumaishi	50,000	ND	0.63	Adipose and left pectoral fins	1996	13	109	39 (33 - 185)	0.36	0.22	0.08 (0.07 - 0.37)		
1994. 6.21	Nobusha	195,000	4.5	0.97	Posterior part of dorsal fin	1996	212	1,054	168 (725 - 1,383)	0.16	0.54	0.09 (0.37 - 0.71)		

¹ Numbers of marked fish observed at fish markets, ² Standard errors, ³ Normally approximated confidence intervals, ⁴ Coefficient of variation, ⁵ No data

Table 7 Cost and financial returns for hatchery-reared masu salmon fry and smolts. Ranges in parentheses.

Stage	Hatchery	Sample size	Cost per release (yen) (A)	Size at release (g)	Recovery rate (%)	Landing per release (yen) (B)	Economic efficiency (B/A)
Fry	Kumaishi & Nobusha	4	4.6	0.8 (0.6 - 1.0)	0.41 (0.22 - 0.54)	7.4 (4.4 - 10.6)	1.6 (1.0 - 2.3)
Smolt	Shosanbetsu	5	35.5	21.5 (14.8 - 26.0)	1.46 (0.18 - 2.47)	20.4 (2.5 - 34.6)	0.6 (0.1 - 1.0)
Smolt	Kumaishi & Otobe	7	38.7	32.8 (22.4 - 38.2)	3.08 (1.98 - 4.05)	61.7 (39.6 - 81.0)	1.6 (1.0 - 2.1)
Smolt	Total	12	37.7	28.1 (14.8 - 38.2)	2.41 (0.18 - 4.05)	44.5 (2.5 - 81.0)	1.2 (0.1 - 2.1)

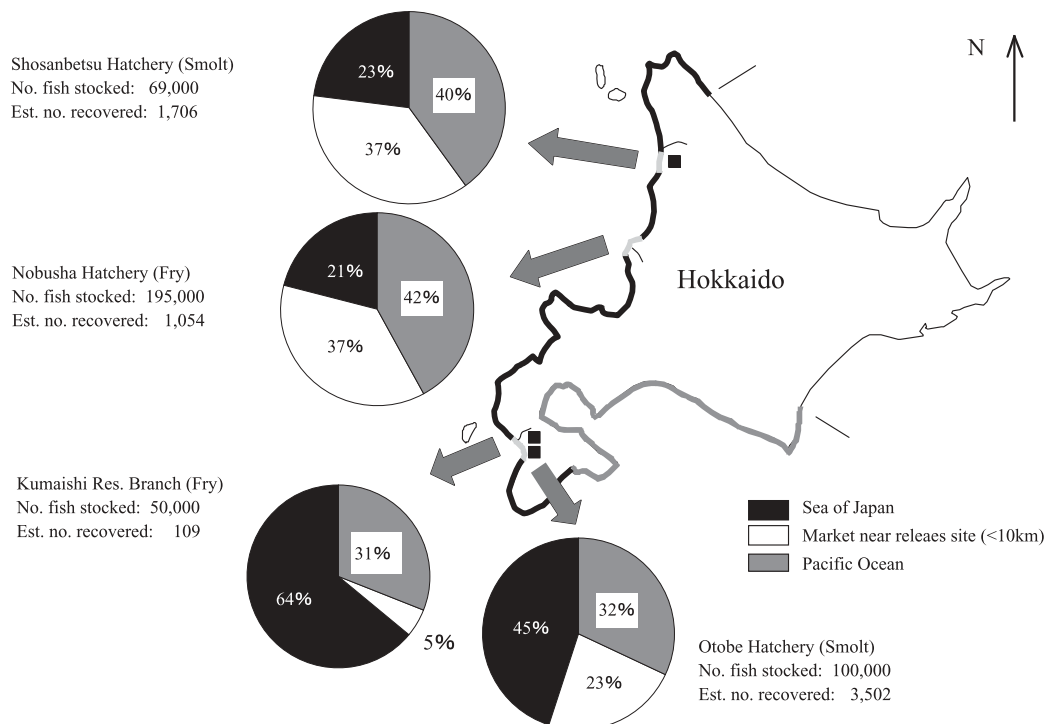


Fig. 11 Relative catch ratios of hatchery-reared masu salmon fry and smolts landed from the Sea of Japan, the Pacific Ocean, and markets near the release sites in 1996. Locations of hatcheries () are indicated.

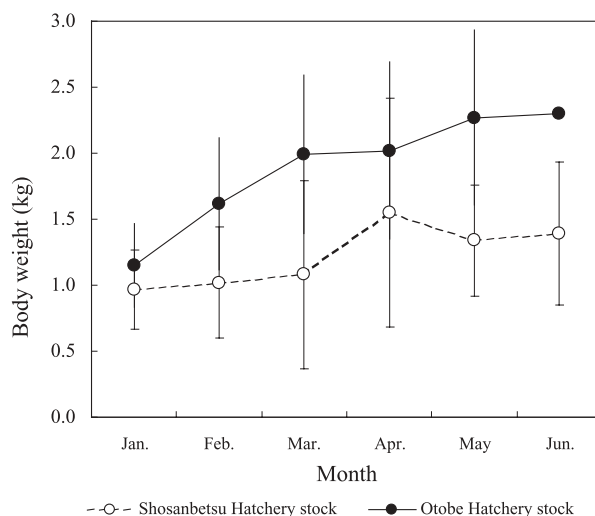


Fig. 12 Mean weight of marked masu salmon landed in western Hokkaido in 1996. Vertical bar indicates standard deviation.

規模によらず偏りなく市場が抽出されていたことが、このような正確な推定結果に結びついたものと考えられる。調査市場では概ね7~10日おきに調査日を設けており、対象市場全体でみると水揚げ日数の12~14%を調査日としたことになる (Table 1)。水揚げ日数の1割程度の抽出率の調査により、海岸線延長約2,000 kmに及ぶ広い範囲でのサクラマス水揚げ尾数を正確に推定できたことは、2段抽出の市場調査方法が広い範囲の水揚げ尾数を効率良く調査する上で有効な手段となることを示している。本章ではランダムサンプリングに基づく調査方法を採用したことにより推定精度の評価が可能となった。このことは、第3章で述べるように推定結果を用いた解析を行う上でも重要である。また、一般には調査に費やすことのできる時間や労力、予算には限りがあるため、推定精度の面から調査計画を検討できることもこの調査方法の利点である。多くの場合、全分散に占める市場間分散の割合が高く、推定精度を向上させるには市場数を増やすことが効果的と考えられた。ただし、1995年に水揚げされた初山別村からの放流群では、水揚げ尾数が著しく少なく、相当なサンプリング強度にしなければ精度のよい推定値は得られないものと考えられた。サンプリング調査により放流効果を正しく評価するには、市場において標識魚の水揚げが多く確認されることも必要であり、対象とする放流群の放流尾数についても十分な検討が必要である。また、推定精度の向上には市場の層別が有効であった。本章では市場の地理および水揚げ尾数の規模を基準として層別方法を検討した。対象魚種の回遊などの生物学的特徴や調査対象場所、抽出単位など個別の事例に応じて層別方法を検討することが重要と考えられる (Miyakoshi *et al.*, 2001a)。

広い範囲を対象としてサクラマスの漁期を通じて市場調査を実施した結果、標識魚の水揚げ尾数の季節的な推移を定量的に推定することができた (Fig. 6)。日本海側から放流された標識魚が少なからず太平洋側でも水揚げされており (Fig. 11)、サクラマスの放流効果調査では広い範囲における市場調査が不可欠であることが確認された。待鳥・加藤 (1985) は標識放流の結果から、日本海側に注ぐ河川に放流した標識スマルトの一部が翌年冬には津軽海峡に分布したことを報告している。本研究でも日本海側から放流した標識魚が数多く太平洋側から津軽海峡にかけて分布しており、この海域がサクラマスの冬季の生息場所となっていることが確認された。このような水揚げの地理的分布を把

握することはサクラマスの資源増殖を検討する上で重要である。リボンタグを用いた最近のサクラマスの標識放流では、北海道から放流した標識魚が本章での調査範囲外、すなわち、北海道東部沿岸、本州日本海側および太平洋側沿岸でも水揚げされており (下田ら, 2003; Ando *et al.*, 2005)、その地理的分布も年によって異なることが報告されている (Ando *et al.*, 2005)。本研究の調査対象範囲は北海道におけるサクラマスの主要な生産地および水揚げ時期の大部分をカバーしたが、調査対象範囲外でも水揚げの対象とされており、さらに厳密な放流効果の推定のためには近隣の地域間の調査協力が必要と言える。

北海道西岸におけるサクラマス総水揚げ尾数に占める標識魚の混獲率は2.3~8.4%であった (Table 1)。最近5年間、北海道では平均1,108万尾 (範囲: 960~1,363万尾) のサクラマスの稚幼魚が放流されており、そのうち標識されたものは放流数全体の約1割にあたる118万尾 (範囲: 94~141万尾) である (さけます資源管理センター調べ)。標識魚の大部分 (62.8~92.6%) はスマルトで、スマルトでは放流数の半数以上が標識されているものの、放流数の過半数を占める稚魚放流や秋季幼魚放流ではほとんどが無標識で放流されている。このようなことからスマルト放流以外の放流方法の沿岸漁獲に対する貢献度を正確に推定することは現時点では困難である。スマルト放流を中心とする標識魚の混獲率を見る限りでは、現在の北海道のサクラマス増殖事業は漁獲量の顕著な回復を実現させるまでには至っていないものの、漁業資源の下支えの役割は果たしているものと思われる。

本章ではスマルトおよび稚魚放流された標識魚の沿岸漁業による回収率を明らかにした。スマルト放流では放流群間のばらつきが大きく、回収率の向上と安定化に向けた試験研究の取り組みが必要と考えられる。また、水揚げ金額が生産経費に満たない事例もみられており、回収率の向上とともに生産経費の削減による事業の効率化の検討も必要であろう。一方、稚魚放流では回収率は総じて低いものの、ばらつきは小さく、また、生産経費が安いため、経済回収率ではスマルト放流を上回った。本章での稚魚放流の調査事例はいずれも遊漁が禁じられた保護水面に種苗を放流したものであり、規制のない河川に放流した場合には遊漁による釣獲の影響を受け、放流効果は低下する。また、河川の生息環境が稚魚の生残率および成長に強く影響し、放流効果を左右するものと考えられるが、これらの評

価技術は確立されていない。

以上のように、北海道西岸において市場調査を実施し、サクラマスの放流効果を明らかにしたが、一方で放流効果を評価する上での問題点もみられた。現在、サクラマスの標識方法としては鰭切除が広く使用されている。北海道および本州各県ではサクラマス資源増殖および調査研究のため、数多くの組み合わせの鰭切除を施した標識魚を放流している。各種苗生産施設で標識として切除する鰭の部位は重複することもあり、その場合には市場に水揚げされた魚の放流元を特定できない。標識部位の重複の他にも、鰭の再生とそれに伴う標識の見落とし (Guy *et al.*, 1996; 田子, 1997) や鰭切除により標識個体の生残率が低下することも報告されている (Vincent-Lang, 1993)。鰭切除による標識は、標識装着のための機材を必要とせず、安価であることからサクラマスでは一般的な標識方法となっている。しかしながら、上記のように放流効果の把握には必ずしも適さない特徴も多い。鰭切除とともに現在使用されているリボンタグでは、タグに印字をすることにより放流元を正確に知ることはできるが、脱落率が高く (藤原, 2004)、タグの装着が魚の生残に与える影響も懸念される。北米ではスモルトの吻部へのcoded wire tag (CWT) の挿入が標識として一般的に使用されている (Johnson, 1990)。CWTは魚に対する影響は小さく、タグに刻まれたバーコードあるいは数字を読み取ることにより放流元を正確に知ることができる。サクラマスでもCWTの装着部位が検討され (永田ら, 1998)、脱落率が調べられるとともに、試験放流群への装着と回帰した個体からのCWTの検出が試みられている (Ando *et al.*, 2004a)。サクラマスの放流効果をより正確に評価するために標識技術の改善も必要と考えられる。

第3章 スモルトの放流サイズと放流効果の関係

3.1 はじめに

サケ科魚類の多くの魚種では、降海時のスモルトサイズと海洋での生残率との間に正の相関がみられることが報告されている。そのことはベニザケ (Foerster, 1954; Henderson and Cass, 1991; Koenings *et al.*, 1993)、ギンザケ (Holtby, 1990)、スチールヘッド (Ward and Slaney, 1988; Ward *et al.*, 1989) の野生魚でみられるのに加え、孵化場からの放流魚でもサケ (Kaeriyama, 1999)、

ギンザケ (Hager and Noble, 1976; Bilton *et al.*, 1982)、マスノスケ (Martin and Wertheimer, 1989; Unwin, 1997)、カットスロートトラウト (Tipping, 1986; Tipping and Blankenship, 1993) など多くの論文で報告されている。サクラマスでは数多くの試験放流が実施されてきたにもかかわらず、放流サイズと放流後の生残率の関係について述べた研究は最近までみられなかった。放流効果の評価方法、調査体制が確立されていなかったことがその一因であると考えられる。スモルトの放流サイズと放流効果の関係を明らかにすることは、放流技術を向上させる上で極めて重要である。そこで、第2章で述べた北海道西岸における市場調査から推定された放流サクラマスの回収率の結果を用い、スモルトの放流サイズと放流効果の関係を調べた。なお、Miyakoshi *et al.* (2001b) は1994～1996年の3カ年の調査結果からスモルトの放流サイズと回収率の関係を検討しているが、ここでは1997年以降も含め、1994～2002年の調査結果を用いて検討した。

3.2 調査方法

サクラマス1+スモルトの放流時の平均体重を独立変数、市場調査により得られた回収率の推定値を従属変数として、それらを7つのモデルに適用した (Table 8)。市場調査および回収率の推定方法は第2章に示したとおりである。ここで、スモルトの放流時の平均体重は正確に測定されたものと仮定した。すなわち、独立変数の測定誤差は無視できるものとした。一方、従属変数である回収率については、各放流サイズに対して等分散を仮定せず、それぞれの推定値の分散の大きさを考慮した。本来、各放流サイズに対して複数回の放流実験を行い、回収率の平均値と分散を得て解析に供すべきであるが、ここでは1回の放流から得られた回収率の推定値と分散をその放流サイズにおける回収率の平均値および分散として扱った。すなわち、各放流サイズにおける分散の大きさは、市場調査のデータから推定された分散の大きさに相当するものと仮定した。この仮定の下、誤差が正規分布するものと仮定して、尤度関数を次のとおり定めた。

$$L = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} \exp\left\{-\frac{\{Y_i - E(Y_i)\}^2}{2\sigma_i^2}\right\} \quad (3.1)$$

ここで、 n はデータ数、 Y_i は i 番目の放流群の回収率の点推定値、 σ_i^2 は i 番目の放流群の推定回収率の分散とした。 $E(Y_i)$ を表すモデルはTable 8に示した。シン

Table 8 Detailed results from investigating parameters of each model to illustrate the relationship between smolt size of hatchery-reared masu salmon at release and subsequent recovery rate by commercial fisheries (for total smolts)

Model	Formula ¹	Estimated value and SE of parameters						AIC
		α	SE(α)	β	SE(β)	γ	SE(γ)	
1	$E(Y_i) = \alpha + \beta X_i$	-2.198	0.192	0.161	0.011			33.509
2	$E(Y_i) = \alpha + \beta X_i^{1/2}$	-5.523	0.411	1.479	0.099			34.164
3	$E(Y_i) = \alpha + \beta \ln(X_i)$	-8.823	0.634	3.334	0.229			36.684
4	$E(Y_i) = \alpha \{1 - \exp(\beta + \gamma X_i)\}$	26.317	76.870	0.089	0.275	-0.006	0.020	35.401
5	$E(Y_i) = \alpha + \beta X_i + \gamma X_i^2$	-2.459	0.769	0.187	0.075	-0.001	0.002	35.386
6	$E(Y_i) = \alpha + \beta X_i^\gamma$	-2.559	2.065	0.241	0.506	0.902	0.503	35.464
7	$E(Y_i) = \frac{\alpha}{1 - \exp(\beta + \gamma X_i)}$	3.368	0.283	7.963	1.064	-0.339	0.051	29.368

¹ X_i is mean weight of hatchery-reared masu salmon at release, and Y_i is estimated recovery rate by commercial fisheries.

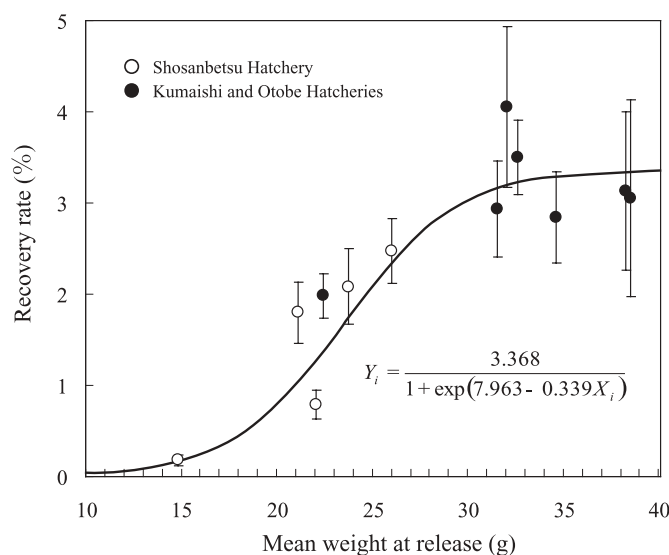


Fig. 13 Relationship between recovery rate by commercial fisheries and mean weight of masu salmon smolts at release. Regression line was estimated for total smolts.

プレックス法により L の対数を最大にするパラメータを推定し、パラメータの標準誤差はヘシアン行列の2階微分により推定した。モデルの妥当性はAICの大小により評価した。AICは、

$$AIC = -2 \times \ln(\text{最大尤度}) + 2p \quad (3.2)$$

で求められる。ここで p は推定すべき自由パラメータの数である。AICが最小のモデルを最も妥当なモデルとして採用した。これらの計算には北田 (1992) が報告したMS-DOS BASICプログラム「DIR1.BAS」の目的関数とデータを書き換えて使用した。

3.3 結 果

放流時の平均体重が20～30 gの範囲では、大型の放流群ほど回収率（沿岸漁業による水揚げ尾数 / 放流尾数）が高くなる傾向がみられた (Fig. 13)。平均体重が20 gに満たない小型の放流群では回収率が著しく低く、放流効果が低いことがわかる。北海道北部の初山別村で飼育された放流群は、平均体重が14.8～26.0 gの範囲にあり、放流サイズが大きくなるほど回収率も高くなる傾向がみられた。一方、北海道南部の乙部町および

Table 9 Detailed results from investigating parameters of each model to illustrate the relationship between smolt size of hatchery-reared masu salmon at release and subsequent recovery rate by commercial fisheries (for smolts stocked from Shosanbetsu)

Model	Formula ¹	Estimated value and SE of parameters					AIC	
		α	SE(α)	β	SE(β)	γ		SE(γ)
1	$E(Y_i)=\alpha+\beta X_i$	-1.976	0.287	0.145	0.017			16.054
2	$E(Y_i)=\alpha+\beta X_i^{1/2}$	-4.630	0.605	1.249	0.150			16.966
3	$E(Y_i)=\alpha+\beta \ln(X_i)$	-7.021	0.897	2.671	0.323			17.851
4	$E(Y_i)=\alpha\{1-\exp(\beta+\gamma X_i)\}$	Failed to form estimates						
5	$E(Y_i)=\alpha+\beta X_i+\gamma X_i^2$	5.147	3.067	-0.642	0.338	0.021	0.009	12.612
6	$E(Y_i)=\alpha+\beta X_i^\gamma$	Failed to form estimates						
7	$E(Y_i)=\frac{\alpha}{1-\exp(\beta+\gamma X_i)}$	16.357	66.076	8.095	2.987	-0.246	0.075	12.315

¹ X_i is mean weight of hatchery-reared masu salmon at release, and Y_i is estimated recovery rate by commercial fisheries.

Table 10 Detailed results from investigating parameters of each model to illustrate the relationship between smolt size of hatchery-reared masu salmon at release and subsequent recovery rate by commercial fisheries (for smolts stocked from Kumaishi and Otobe)

Model	Formula ¹	Estimated value and SE of parameters					AIC	
		α	SE(α)	β	SE(β)	γ		SE(γ)
1	$E(Y_i)=\alpha+\beta X_i$	-0.184	0.859	0.100	0.030			13.186
2	$E(Y_i)=\alpha+\beta X_i^{1/2}$	-3.026	1.688	1.070	0.319			12.947
3	$E(Y_i)=\alpha+\beta \ln(X_i)$	-6.843	2.795	2.854	0.842			12.738
4	$E(Y_i)=\alpha\{1-\exp(\beta+\gamma X_i)\}$	Failed to form estimates						
5	$E(Y_i)=\alpha+\beta X_i+\gamma X_i^2$	-9.335	6.879	0.766	0.498	-0.012	0.009	13.388
6	$E(Y_i)=\alpha+\beta X_i^\gamma$	-49.773	361.814	43.750	356.499	0.054	0.612	14.759
7	$E(Y_i)=\frac{\alpha}{1-\exp(\beta+\gamma X_i)}$	3.218	0.243	28.754	12.845	-1.305	0.573	13.483

¹ X_i is mean weight of hatchery-reared masu salmon at release, and Y_i is estimated recovery rate by commercial fisheries.

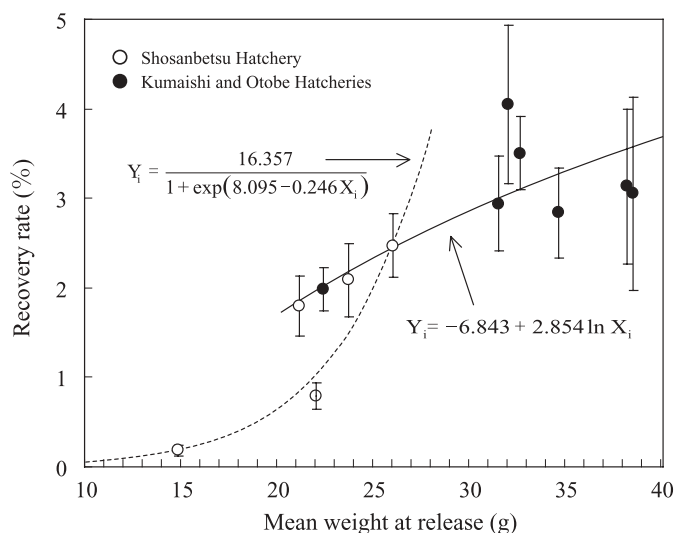


Fig. 14 Relationship between recovery rate by commercial fisheries and mean weight of masu salmon smolts at release. Regression lines were estimated for the Shosanbetsu Hatchery stock (---) and the Kumaishi and Otobe Hatcheries stocks (—), separately.

熊石町で飼育された放流群では、平均体重が21.1～38.8 gの範囲にあり、1群を除き平均体重が30 gを超えていた。30 gを超える放流群では総じて高い回収率を示したが、35 gを超える範囲で回収率がさらに高くなる傾向はみられなかった。

放流サイズと回収率の関係は、すべてのデータを用いた場合はS字型のロジスティック曲線 (Model 7) が最小のAICとなり、最も妥当なモデルと判断された (Table 8; Fig. 13)。地域別にみた場合、北部の初山別村からの放流群でもロジスティック曲線 (Model 7) が、南部の乙部町および熊石町からの放流群では独立変数を対数変換したモデル (Model 3) がそれぞれ最小のAICを示した (Tables 9 & 10; Fig. 14)。ただし、南部の放流群ではModel 6を除く5つのモデルのAICの値の差は小さく、1に満たなかった。

3.4 考 察

スマルト放流された標識サクラマスの回収率は放流群間で大きく変動し、放流時のサイズが回収率、すなわち放流効果に強く影響することが示された。スマルトサイズと放流後の生残率の関係の解析には、線形回帰モデルが用いられることが多いが (Ward and Slaney, 1988; Holtby *et al.*, 1990; Henderson and Cass, 1991) 第2章の市場調査から推定された回収率では放流群ごとに分散の大きさが異なり、通常の線形回帰分析の前提となる分散の均一性が満たされない。このため、スマルトの放流サイズと回収率の推定値に線形回帰モデルを適用することは適当ではなく、個々の推定値の分散で加重した解析が妥当である。この意味でも、放流効果調査において水揚げ尾数の推定誤差が正しく評価されることが重要であると言える。

スマルトの放流サイズの大型化に伴い放流効果が高くなる理由については、大型化に伴って捕食者からの逃避能力が向上すること (Taylor and McPhail, 1985; Ward *et al.*, 1989) や海水適応能が高くなること (小島・泉, 1985; 三坂ら, 1998) などが考えられる。これまでの研究例をみると、サケ科魚類のスマルトを放流群内でサイズクラス別に標識して放流した場合、ある大きさ以上のサイズクラスでは再捕率が低下した研究例がいくつか報告されている (Bilton *et al.*, 1982; Tipping, 1986; 下田ら, 2003)。また、北海道立水産孵化場森支場で成長を促進させて養成したサクラマス0+スマルトの試験放流でも、放流サイズが平均30 g程度の放流

群で高い回収率が得られ、さらに大型の平均40 g程の放流群では回収率は低下した (Miyakoshi *et al.*, 2002b)。サケ科魚類のスマルト化には個体群ごとに臨界サイズが存在することが知られており、自然環境下では極端に大きなスマルトは出現しない (玉手・山本, 2004)。平均体重が30 g後半のスマルトは平均体長が15 cm台であり (Table 6)、これは野生サクラマスのスマルトサイズ (Kato, 1991; 杉若, 1991) と比べかなり大型の部類に属する。種苗生産施設からのスマルト放流では、その地域の野生スマルトの降海時期に合わせてスマルトを養成し、放流することにより高い放流効果を期待することができるが (真山ら, 1989)、飼育環境下での成長が極端に良好な場合には、放流時期よりも早い時期にスマルト化し、放流までにさらに大型に成長する個体もみられる。このような場合には、サイズは大型であっても、スマルト化時期と放流時期にずれが生じているものと推測される。極端に大型のスマルトの放流効果が低い現象にはこのような飼育過程も影響しているものと推測される。サケ科魚類のスマルト放流では、放流サイズ以外の要因、たとえば、放流時期 (Bilton *et al.*, 1982)、成長率 (Beckman *et al.*, 2000)、放流場所 (Ward and Slaney, 1990; Salminen and Erkamo, 1998)、飼育密度 (Ewing and Ewing, 1995)、河川流量 (Finstad and Jonsson, 2001) なども放流後の生残率に影響することが報告されており、今後はサクラマスにおいてもこれらの要因の影響について調査する必要がある。

以上のように、サクラマスのスマルト放流では大型種苗の放流効果が高いものと考えられるが、飼育環境下で過度に幼魚の成長を促進させることにより、河川内成熟雄の出現割合が高まり (宇藤, 1976)、スマルトの生産尾数が減少することが予測される。これらのことから、効率よくスマルトを生産できるよう各飼育施設の条件に合わせて成長をコントロールすることが重要と言える。

第4章 遊漁船によるサクラマス釣獲尾数の推定

4.1 はじめに

栽培漁業の放流効果が明らかとなる一方で、種苗放流の対象魚種が遊漁者により数多く利用されている実態が徐々に明らかにされるようになった。マダイ

*Pagrus major*では遊漁による釣獲量が漁業による漁獲量と匹敵する、あるいはそれを上回ることが多くの地域で報告されてきた(傍島・桑原, 1991; 今井ら, 1994; 柳瀬・阿井, 1998)。さらに最近では、マダイ以外の魚種でも遊漁による釣獲量が放流効果を評価する上で無視できない数量にのぼることが指摘されている(小野寺ら, 2001; Matsuishi *et al.*, 2002)。遊漁では一般に、漁獲統計のような統計資料は利用できない。そのため、サンプリングやアンケートなどによる推定方法の研究が行われている(Guthrie *et al.*, 1991; 北田, 1993; Pollock *et al.*, 1994)。釣獲量推定においても誤差の評価は重要と考えられるが、統計学的に検討された調査方法を活用し、遊漁による釣獲量を推定誤差を含めて評価した事例は国内ではまだ数例のみみられるにすぎない(安藤ら, 2002; Kitada and Tezuka, 2002; Matsuishi *et al.*, 2002; 安藤・宮腰, 2003)。

最近では海面でのサクラマス釣りの人気が高くなり、新聞、雑誌等で報じられることも多いが、釣獲尾数の調査は行われていない。サクラマス資源や放流効果を評価する上で、遊漁による釣獲実態を明らかにすることが必要と考えられる。

そこで、サクラマスの船釣りが盛んに行われている北海道太平洋側の胆振沿岸において、1998年12月および1999年12月からそれぞれ翌年3月までの2シーズンにわたり、遊漁船を対象とした標本調査を実施し、同海域でのサクラマス遊漁の実態および釣獲尾数を調べた(Miyakoshi *et al.*, 2004a)。

4.2 調査方法

調査海域

調査は北海道南西部、太平洋側に位置する胆振管内において実施した(Fig. 15)。胆振管内の沿海市町村のうち、噴火湾に面した1市2町ではサクラマス釣りを案内する遊漁船業者が少ないので、それらを除く3市3町(室蘭市, 登別市, 白老町, 苫小牧市, 厚真町, 鶴川町)に拠点を置く遊漁船を調査の対象とした。胆振地域は北海道の中核都市である札幌市からの交通の利便性が高く、また、冬季には日本海側と比べて時化の日が少なく釣行計画を立てやすいこともあり、サクラマスの釣り場としての人気が高い。胆振沿岸でサクラマスを対象とした遊漁が行われるのは12月から3月にかけてで、盛期は概ね1月および2月である。遊漁船の主な操業海域は登別市から苫小牧市の沖合10~20 km、水深100~130 m前後の海域である。サクラマスがよく釣れる水深帯は十数mから100 m前後までと幅が広い。遊漁船での釣りは日の出から開始され、概ね午後1時頃には終了した。サクラマス釣りでは、バケと呼ばれる楔型のオモリを使用し、5~7本の毛鉤を付けた仕掛けを使用するのが一般的である。この海域でのサクラマス釣りでは、サクラマスに混じってスケトウダラ*Theragra chalcogramma*が混獲されることが多く、そのほか、ホッケ*Pleurogrammus azonus*、マダラ*Gadus macrocephalus*、ソウハチ*Hippoglossoides pinetorum*、ツマグレカジカ*Gymnocanthus herzensteini*、マスノスケ*Oncorhynchus tshawytscha*なども混獲される。

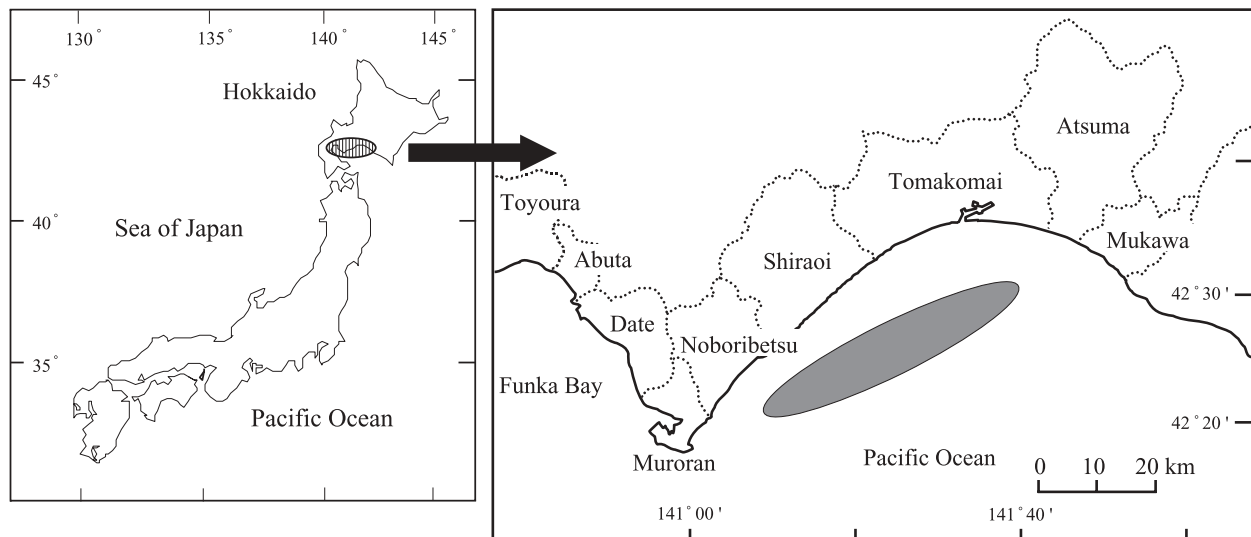


Fig. 15 Location of the main recreational fishing area (shaded area) in the coastal area off Iburī, southwestern Hokkaido.

冬季の胆振沿岸ではサクラマスを主な対象とする漁業はなく、サクラマスの漁獲はスケトウダラを狙った刺網による混獲がほとんどである。12～3月の胆振沿岸での漁業によるサクラマスの漁獲尾数は、本調査の前3ヶ年では7,522～14,844尾で、平均は10,557尾であった。

遊漁船を対象とした標本調査

調査の対象とした3市3町に拠点を置く遊漁船の登録隻数は1998年時点で256隻であった。その中から、胆振遊漁船業組合、苫小牧漁業協同組合および鶴川漁業協同組合遊漁船部会の協力を得て、1998年12月～1999年3月(以下、1999年の漁期と記す)には27隻、1999年12月～2000年3月(以下、2000年の漁期と記す)には42隻の標本船を抽出し、アンケート調査を実施した。標本として抽出した遊漁船の船長には、すべての出漁日について、乗船した遊漁者数とそれぞれの遊漁者が釣ったサクラマスの尾数の記録を依頼した。すなわち、ここでは抽出単位を遊漁船とした1段のクラスターサンプリングとなっている。データはシーズン終了後、遊漁船の船長から提出してもらい、解析に供した。

釣獲尾数の推定

標本調査のデータを用い、1日1隻あたりの平均釣獲尾数に総出漁日数の推定値をかけることにより釣獲尾数を推定した。推定値および分散の計算は北田(2001)に従い、釣獲尾数を旬ごとに推定した。推定にあたり、記号を次のように定めた。

- N : 遊漁船の総数
- n : 抽出した遊漁船の数
- M_k : k 旬における遊漁船の総出漁日数(推定する)
- m_{ik} : k 旬における i 番目の遊漁船の総出漁日数
- \bar{m}_k : k 旬における遊漁船1隻あたりの平均出漁日数(推定する)
- y_{ik} : k 旬における抽出された i 番目の遊漁船による総釣獲尾数
- R_k : k 旬における遊漁船1隻1日あたりの釣獲尾数(推定する)
- Y_k : k 旬における遊漁船による総釣獲尾数(推定する)

ここで、釣獲率 R_k の推定量と分散は

$$R_k = \frac{\sum_{i=1}^n y_{ik}}{\sum_{i=1}^n m_{ik}} \quad (4.1)$$

$$V(R_k) \simeq \left(\frac{N}{M_k}\right)^2 \frac{N \cdot n}{N-1} \frac{\sum_{i=1}^n (y_{ik} - m_{ik} R_k)^2}{n(n-1)} \quad (4.2)$$

で与えられる(北田, 2001)。ここで、 M_k は未知なので、

$$M_k = N \bar{m}_k = N \frac{\sum_{i=1}^n m_{ik}}{n} \quad (4.3)$$

により推定する。 k 旬における釣獲尾数の推定量は

$$\begin{aligned} Y_k &= M_k R_k = N \bar{m}_k R_k \\ &= N \frac{\sum_{i=1}^n m_{ik}}{n} \frac{\sum_{i=1}^n y_{ik}}{\sum_{i=1}^n m_{ik}} = \frac{N}{n} \sum_{i=1}^n y_{ik} \end{aligned} \quad (4.4)$$

となる。 k 旬における釣獲尾数の分散の推定量は

$$V(Y_k) = N^2 \frac{N \cdot n}{N-1} \frac{\sum_{i=1}^n (y_{ik} - \bar{y}_k)^2}{n(n-1)} \quad (4.5)$$

であり、ここで、 $\bar{y}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_{ik}$ である。

漁期を通した総釣獲尾数は、漁期全体を1つの旬のように扱い、上述の式により推定した。旬ごとの釣獲尾数を合計することによりシーズン中の総釣獲尾数を推定する場合、本章では毎旬同じ標本が漁期を通して使われているので、 k 旬と k' 旬の釣獲尾数は相関を持つ(北田, 2001)。そのため分散の計算にあたってはこの相関を考慮する必要があるが、漁期全体のデータをまとめて推定する場合には、旬間の相関を考える必要がなく計算が簡単である(北田, 2001; Kitada and Tezuka, 2002)。

4.3 結 果

遊漁船の操業実態

1隻あたりの遊漁者の乗船者数は1999年、2000年の2ヵ年とも平均で4.8人であった。バケを使用するサクラマス釣りでは、遊漁者同士の仕掛けが絡みやすいため、1隻あたりの乗船者数を最大5～6名に制限することが多い。乗船者数の範囲は1～9人であったが、6名以下の場合が1999年には全体の88%、2000年には95%を占めた(Fig. 16)。

遊漁者1人あたりの釣獲尾数は、1999年は平均で4.1尾、2000年は平均で3.9尾であった。釣獲尾数が5尾以

サクラマススの放流効果および資源評価

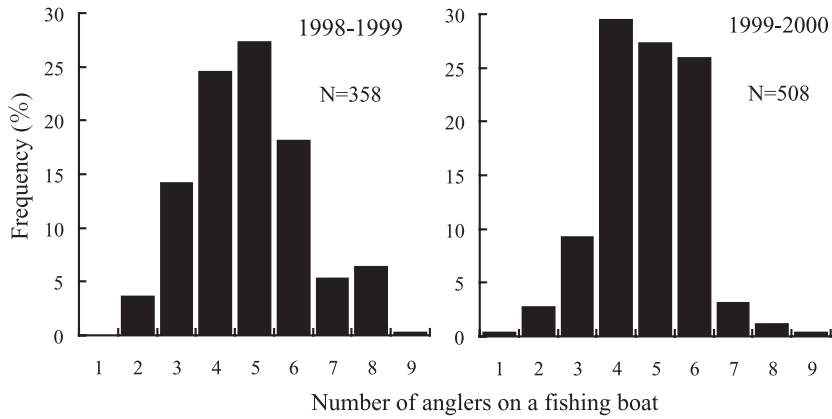


Fig. 16 Frequency distributions of numbers of recreational anglers per fishing boat.

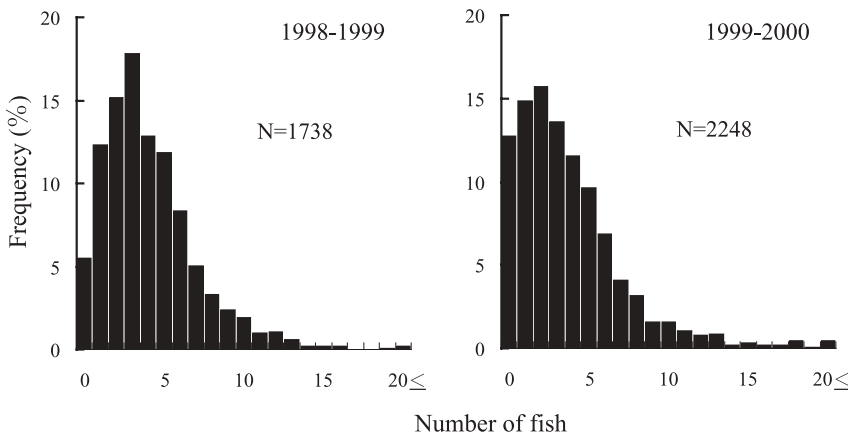


Fig. 17 Frequency distributions of recreational catches of masu salmon per angler in the coastal areas off Iburi, Hokkaido.

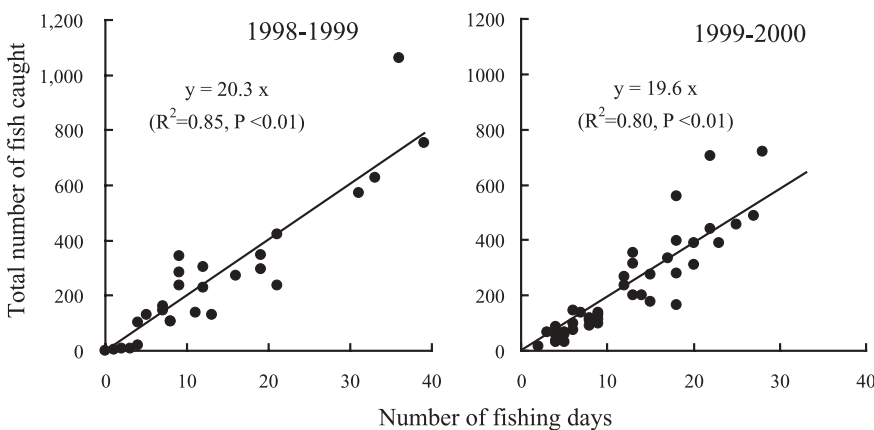


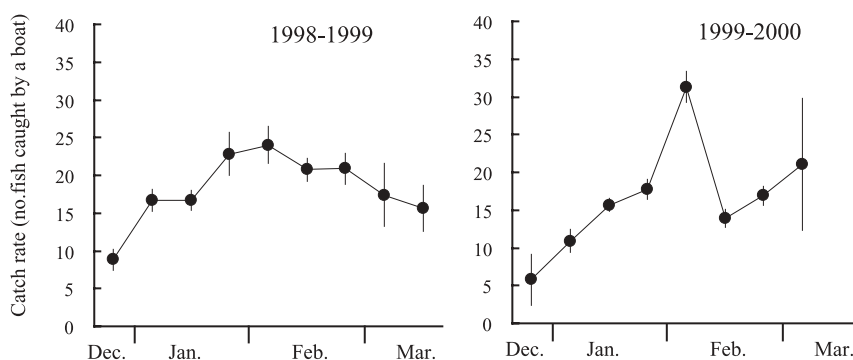
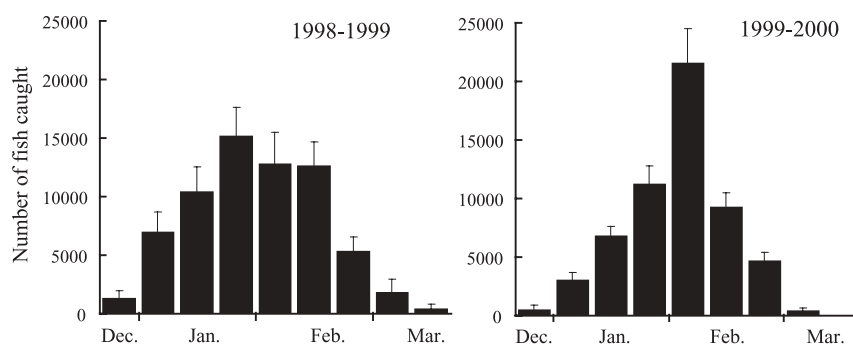
Fig. 18 Relationship between effort (number of fishing days) and catch (total number of masu salmon caught by each fishing boat) in the coastal areas off Iburi, Hokkaido.

下の遊漁者は、1999年が全体の75.5%、2000年は78.0%と大部分を占めた (Fig. 17)。1尾も釣れなかった遊漁者も少なくなく、その割合は1999年が全遊漁者の5.5%、2000年は12.7%であった。11尾以上を釣り上げた遊漁

者は少なく、1999年では全体のわずか3.5%、2000年は4.6%にとどまった。1人1日あたりの最も多い釣果としては、1999年は28尾、2000年は35尾の釣果が報告された。

Table 11 Estimates of recreational catches from the sampling survey for recreational party boats and commercial catches of masu salmon in the Iburi district, Hokkaido

Year (December-March)	Catch rate (mean number of masu salmon caught per boat per day)			Total number of masu salmon caught by recreational party boats			Commercial catch
	Estimate	SE	CV	Estimate	SE	CV	
1998-1999	19.8	1.81	0.09	66,844	11,685	0.17	7,231
1999-2000	18.6	0.97	0.05	57,454	6,559	0.11	17,301

**Fig. 19** Estimated catch rates (number of fish caught per fishing boat) for masu salmon in the coastal areas off Iburi. Vertical bars show the standard errors.**Fig. 20** Estimates of numbers of masu salmon caught by recreational anglers in the coastal areas off Iburi. Vertical bars show the standard errors.

シーズン中の出漁日数は遊漁船によって大きく異なり、最も多い船では39日であったのに対して、一度もサクラマス釣りに出漁しない船も見られた。平均出漁日数は、1999年は13.2日、2000年は12.1日であった。出漁日数とシーズン中の各遊漁船の総釣獲尾数には正の相関が認められ、出漁日数が多い遊漁船ほどシーズン中のサクラマスの総釣獲尾数が多くなる傾向を示した (Fig. 18)。

1日1隻あたりのサクラマスの平均釣獲尾数は、1999年は19.8尾、2000年は18.6尾であった。旬ごとにみると、1999年、2000年ともに2月上旬にピークがみられた (Fig. 19)。

遊漁船によるサクラマスの推定釣獲尾数は、1999年

は1月下旬、2000年は2月上旬にピークを迎え (Fig. 20)、2月中旬以降は減少した。1999年は1月中旬から2月中旬まで4旬にわたり釣獲尾数が1万尾を超える時期が続いたが、2000年は1月下旬から2月上旬にかけて釣獲尾数が急激に増加したものの、好調な時期は長くは続かなかった。シーズンを通したサクラマスの釣獲尾数 (括弧内は標準誤差) は、1999年は66,844 (11,685) 尾、2000年は57,454 (6,559) 尾と推定された (Table 11)。

4.4 考 察

北海道太平洋側の胆振沿岸において、1日1隻あたりの釣獲尾数を要素として、遊漁船を抽出単位とする1

段のクラスターサンプリングを実施し、サクラマスの釣獲尾数を調べた。対象地域における各遊漁船のサクラマス釣りの操業実態が不明であったため、標本抽出はランダムに行うこととし、遊漁船団体に依頼して標本船を抽出した。各標本船の漁期中の出漁日数は数日程度から30日以上まで幅が広く、標本船はサクラマス釣りの実績に関わらずランダムに選ばれていたものと考えられた。標本船の中には、漁期を通してコンスタントには出漁しないものの、サクラマスの釣りが本格化すると出漁回数が多くなる船もみられた。遊漁者1人あたり、あるいは遊漁船1隻あたりの釣獲尾数には1月後半から2月前半にかけてピークがみられ、この時期には出漁船数も増えた。標本船のレーダーを利用して漁場海域の遊漁船を数えたところ、1月下旬から2月上旬の週末には150～200隻もの船が密集していることもあった。この中には、サクラマス狙いの遊漁船以外の船舶も一部含まれる可能性はあるものの、この時期の胆振沿岸では相当数の遊漁船がサクラマス釣りを行っていることが確認された。

1999年および2000年の釣獲尾数（括弧内は標準誤差）はそれぞれ66,844（11,685）尾、57,454（6,559）尾と推定された。調査期間とした12月中旬から3月中旬にかけての胆振沿岸の漁業によるサクラマスの漁獲尾数は1999年は7,231尾、2000年は17,301尾であった（Table 11）。冬季の胆振沿岸ではサクラマスを主な対象とした漁法は存在しないとはいえ、遊漁によるサクラマスの釣獲尾数は漁業による漁獲尾数を大きく上回った。北海道全体での沿岸漁業によるサクラマスの年間漁獲尾数は1999年が557,084尾、2000年は437,815尾であったので、調査を実施した2ヵ年とも、北海道での年間のサクラマス漁獲尾数の12～13%に相当する数量が胆振沿岸の遊漁により釣られていたこととなる。北海道沿岸でのサクラマス釣りは、胆振海域のほか、噴火湾から津軽海峡にかけての太平洋側や日本海側中南部においても人気が高い。また、本章では対象としなかったが、最近ではプレジャーボートによる釣りも盛んである。これらのことから、サクラマスにおいても、遊漁による釣獲尾数は資源管理や放流効果を評価する上で無視できない数量にのぼるものと推測され、遊漁による釣獲尾数の評価の重要性があらためて確認された。

冬季の胆振沿岸での漁業では、日本海側を含む北海道各地から放流されたサクラマスが水揚げされ（Miyakoshi *et al.*, 2001a; Ando *et al.*, 2005）、遊漁船を対

象とした調査でも、北海道日本海側から放流された標識魚の再捕が確認されている（北海道立水産孵化場, 2002）。このことから、サクラマスの放流効果を評価する上でも胆振沿岸における遊漁による釣獲尾数を把握することは特に重要と考えられる。ただし、放流効果の評価のためには標識魚の釣獲尾数の推定が必要となる。サクラマスでは鱗切除により標識することが多いが（田子, 1997）、鱗の再生もみられるため、この標識方法では遊漁者から正しい再捕報告を得ることは難しい。本章では総釣獲尾数を推定したが、標識魚の釣獲尾数を推定するためには、標識方法の改良や調査体制の構築などの工夫が必要であろう。

種苗放流が行われている魚種においては、漁業者が当該魚種の水揚げ金額のうち、一定の率を増殖経費として負担するケースが多い。北海道のサクラマスでも、漁業者から増殖経費の負担金を徴収している地域もみられる。海面での遊漁が盛んになり、増殖対象魚種を遊漁者が数多く利用するようになると、漁業者と遊漁者間のトラブルなどが起こりがちとなる。漁業と遊漁が水産資源を持続的に利用してゆくためには、両者による資源の利用尾数をモニタリングするとともに、遊漁者も増殖経費の一部を担うシステムを作り、資源保全に対する認識を深めることが必要となるであろう。北海道胆振沿岸においては、2000年12月から胆振海区漁業調整委員会指示によりサクラマス船釣りライセンス制が実施されている。釣りのできる時間帯（日の出から正午まで）や釣獲尾数（1日1人10尾までとし、釣った魚の放流は禁止）が制限され、ライセンス取得船には釣果を報告することが義務付けられている。ライセンス取得者（船長）は協力金を負担し、その一部はサクラマスのふ化放流経費として利用されている。2004年からは日本海側の沿岸域でもサクラマス船釣りライセンス制が実施されるようになった。

本章は海面におけるサクラマスの釣獲尾数を定量的に推定した初めての事例である（Miyakoshi *et al.*, 2004a）。サクラマスはふ化後、1～3年を河川で過ごす（Hayano *et al.*, 2003）。河川生活期の幼魚（ヤマメあるいはヤマベと呼ばれる）は溪流釣りの対象魚として人気が高く（安藤ら, 2002）、さらに、本章で紹介したように、降海した後にも海面での釣りの対象となるなど、生活史を通じて釣りの対象となる機会が多い。サクラマスの資源管理、増殖を図る上では河川、海面における釣り実態の把握と管理が不可欠と言える。

第5章 標識再捕によるスモルト降河尾数の推定

5.1 はじめに

サクラマス資源の増殖は、河川における遊漁規制などによる野生資源の保護と人為的なふ化放流によって行われてきた。サクラマスは浮上後1~3年間を河川で過ごした後、銀毛変態（スモルト化）し海洋生活へと移行する。そのため、河川における幼魚の生残の良し悪しが増殖効果に強く影響する。河川生活期の最終発育段階であるスモルトの降河尾数を定量的に調べることは、放流された稚幼魚の降海までの生き残りを評価したり、野生サクラマスの資源量を把握する上で重要と考えられる。Power (1985) はスモルト降河尾数の定量調査の意義を次のように述べている。(1) 資源管理の効果を評価する指標、(2) 数年後の成魚の来遊量の予測と漁業管理を行うための資料、(3) 淡水域の生息環境の変化（環境汚染など）を評価する指標。

サケ科魚類のスモルトの降河尾数を算定する技術は北米を中心として古くから開発されてきた。一般的に、スモルトの降河尾数を定量的に調べるには河川横断面を遮断するフェンスを設置し (Conlin and Tutty, 1979), スモルト全数を採捕、算定することが最も有効かつ正確とされている (Power, 1985)。しかしながら、算定用フェンスの設置には資材費、人件費など相当なコストが必要な上、流量の変動の大きな河川ではスモルトの降河時期を通じてフェンスを維持することが困難である。ゴミや枯れ葉などがフェンスのスリットをふさいで越流したり、増水時にはフェンスが倒壊するなどして算定が不完全になる場合が多い。このようなことから、算定用フェンスは流量が比較的安定した小規模河川でのみ実用可能と考えられる。北海道においてサクラマスのスモルトが降河移動する時期は、融雪により河川が増水しやすく、たとえ規模の小さな河川であっても多くの場合、スモルトの全数採捕は容易ではない。

算定用フェンスを用いた全数採捕に代わるスモルト個体数の推定手法として標識再捕が用いられることが多い (Dempson and Stansbury, 1991)。標識再捕により個体数を推定する場合には十分な数のサンプルが得られることが必須であり (Robson and Regier, 1964), 対象種を効率的に採捕する手段が不可欠である。最近で

はロータリー式スクリュートラップに代表される、河川流量の変動に強いトラップが開発されている (Kennen *et al.*, 1994; Thedinga *et al.*, 1994)。また、河川横断面の一部を遮断する部分フェンス (partial fence) は全面を遮断するフェンスに比べて架かる負荷が小さいために倒壊することが少なく、スモルトの採捕に有効であることも報告されている (Dempson and Stansbury, 1991)。そこで、本章では北海道北部を流れる増幌川において部分フェンスとロータリー式スクリュートラップを用いて、サクラマススモルトの降河尾数を推定することを試みた。

サクラマスなどサケ科魚類のスモルトの降河移動は1~2カ月の期間にわたるため (Irvine and Ward, 1989; 小林ら, 1988; 杉若, 1991), それらを対象として標識再捕を行う場合は移動時期全般を通じて標識と再捕を繰り返す必要がある。閉鎖系個体群を対象として標識再捕により個体数を推定する方法としては、1回放流・1回再捕を基本とするPetersen法が広く知られているが (田中, 1998), 標識と再捕を複数回にわたって繰り返す場合でも、標識尾数、再捕尾数それぞれを合計した数値を用いてPetersen法により推定値を得ることができる (pooled Petersen法) (Arnason *et al.*, 1996)。しかし、pooled Petersen法により偏りのない推定値を得るには前提となるいくつかの仮定が満たされなくてはならない (Arnason *et al.*, 1996; Schwarz and Taylor, 1998)。Schwarz and Taylor (1998) はpooled Petersen法が有効な場合の条件を詳しく解説している。それによると、Petersen法が偏りのない推定値を与えるために必要な仮定のうち代表的なものとしては、(1) 個体群は閉鎖系である、(2) 標識は脱落せず、かつ正確に報告される、(3) すべての個体の獲られやすさは等しい、ことなどがあるが、このうち(3)の仮定が満たされないことが多い。具体的な原因として、Schwarz and Taylor (1998) は遡上するサケの親魚における標識再捕調査を例に挙げ、早い時期に移動する個体と遅い時期に移動する個体が均一に混合しなかったり、時期によって採捕効率が変わることなどを指摘している。これに対して、層別Petersen法では個体の獲られやすさの層間の違いは許されるため、pooled Petersen法による推定値が偏りを持つ場合でも、時期別に層別することにより偏りのない推定値が得られる場合のあることが知られている (Arnason *et al.*, 1996)。本章では、2つのトラップを用いて標識再捕調査を実施し、野生サクラマススモルトの降河尾数の推定におけるpooled Petersen法の妥当性

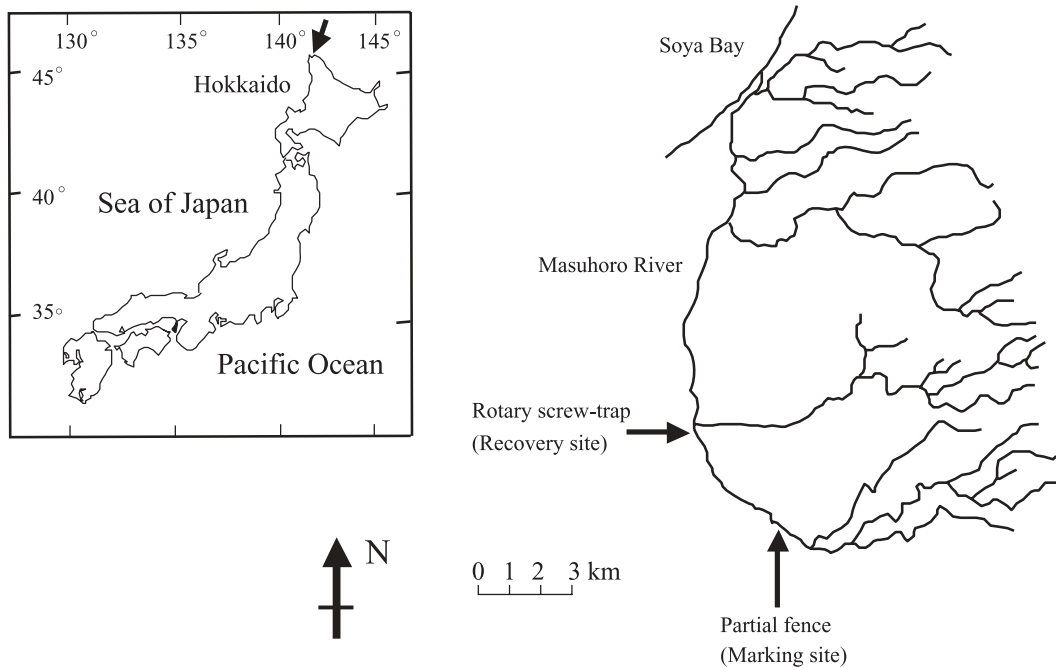


Fig. 21 Map of the Masuhoro River, northern Hokkaido, illustrating the locations of marking and recovery sites.

を検討するとともに、標識および再捕データを時期ごとに層別した層別Petersen法の有効性について検討した(宮腰ら, 2001d)。

5.2 調査方法

調査河川

放流河川である増幌川は源流を宗谷丘陵北部に発し、日本海北部の宗谷湾に注ぐ流路延長23.6 km、流域面積120 km²の小規模河川である (Fig. 21)。増幌川の上流域は河畔林など自然の状態が残されているが、河口から約15 kmの地点より下流側の流域には酪農地帯が形成されており、洪水対策のため河道は改修され、直線化されている。河川改修区間の河畔林は伐採されているが、最近ではヤナギ林がわずかに再生している箇所もみられる。増幌川の水温は下流の河川改修区間では夏季には20℃を超えるが、冬季は0℃近くまで低下する。北海道の他の河川と同様、増幌川では冬季は年間を通じて流量の少ない時期であり、春季には融雪増水により流量は著しく増加する。1996～1999年の平均流量は、1～2月には毎秒0.5 m³以下であり、4月には毎秒20～30 m³であった。増幌川は1967年以降保護水面に指定されており、サクラマスを含む水産動植物の採捕は周年禁止されている。



Fig. 22 A partial fence installed above the Soya Research Branch of the Hokkaido Fish Hatchery. The arrow indicates flow direction.

標識再捕調査

1998年および1999年の5月、北海道北部を流れる増幌川に部分フェンスとロータリー式スクリュートラップを設置した (Fig. 21)。部分フェンスは上流から降河してくるスマルトを採捕して標識することを目的としており、河口から約15 km上流に位置する北海道立水産孵化場宗谷支場の取水口の横に設置した。フェンスは幅36 cm、高さ100 cm、スリット幅8 mmのプラスチック製のパネルをつなぎ合わせたもので、完成時の延長は約4 mであった (Fig. 22)。設置箇所の川幅は増水

時が約5 m, 濁水時は3 m程度であったので, 濁水時には河川の横断面すべてを遮断し, 増水時にはその一部を遮断するにとどまった。

上流から降河してきたサクラマス(野生魚および放流魚を含む)スモルトは部分フェンスにより下流への移動を妨げられ, 取水口に入り, 導水路を經由して宗谷支場の飼育池へと誘導された。宗谷支場の飼育池では土曜日, 日曜日を除く毎日, タモ網を用いてサクラマス幼魚を採捕した。採捕したサクラマス幼魚はm-アミノ安息香酸エチルメタンシルホネート(MS-222)を用いて麻酔した後, 鰭切除による標識の有無から野生魚と放流魚を識別し, 久保(1974)の基準に従い外観からスモルト化の進行度合いを判別して, 前期スモルト以降の様相を示すサクラマス幼魚の背鰭基底部に番号入りリボンタグ(幅4mm, 長さ38mm)を付けた。標識したスモルトは尾叉長を測定し, 麻酔から覚醒させたのち, 飼育池の池尻から放流した。

標識地点より約5 km下流(川幅約3 m)の地点にはロータリー式スクリュートラップ(E.G. Solution社製, Oregon)を設置し, 降河してきたスモルトを採捕した(Fig. 23)。ロータリー式スクリュートラップの構造は, 装置全体を水面に浮かべる役目をする2基のフロート(pontoon), 魚類を採集するコーン(cone), 採集した魚類を収容するライブボックス(livebox)から成る(宮腰ら, 2001e)。コーンは開口部の直径が1.5 mの円錐形で, その内側には螺旋状のプレートが取り付けられており, 水流を受けて回転する構造になっている。回転速度は流速によって変動する。コーンの後方にはライブボックスが設置されており, 一度ライブボックス内に入った魚はコーンの螺旋状プレートが回転して



Fig. 23 A rotary-screw trap operated in the Masuhoro River, Hokkaido. The arrow indicates flow direction.

いるために逃げるできない構造となっている。ロータリー式スクリュートラップは装置全体が水面に浮いているため河川流量の変動に強い。その反面, 水深75 cmより浅い層を移動する魚しか採捕できないという特徴も持つ。採捕効率を高めるため, スクリュートラップの両側に土嚢を積み, 降河してきた魚をトラップのコーンの開口部に誘導した(Fig. 23)。

ライブボックスに収容されたスモルトは土曜日, 日曜日を除く毎日回収し, MS-222で麻酔した後, 尾叉長を測定し, 標識魚についてはリボンタグの番号を記録して放流した。スクリュートラップ設置地点の水深も記録した。トラップ設置地点の流量を週に1度測定して, 水深から流量を換算する計算式を求めておき, 水深データから毎日の流量を推定した。標識と再捕の作業はスモルトが採捕されなくなる7月中旬まで続いた。

リボンタグの脱落およびタグの取り付け作業による幼魚の死亡率を調べるため, 50尾の標識スモルトを無給餌で2週間, 宗谷支場に設置した200 L水槽に収容した。2週間後までにタグを保有し, 生き残った個体の割合を放流尾数に乗じて, 有効放流尾数を算出した(Dempson and Stansbury, 1991)。

なお, 増幌川には人工飼育された幼魚が秋に放流されており(Miyakoshi *et al.*, 2003a), 標識および再捕地点では野生魚と放流魚が採捕されたが, 本章では野生魚のみを対象とし, 放流魚については第6章で調査結果を述べる。

層別Petersen法

標識と再捕を複数回にわたって繰り返す場合でも, 標識尾数, 再捕尾数それぞれを合計した数値を用いてPetersen法により推定値を得ることができる(pooled Petersen法)(Arnason *et al.*, 1996)。しかし, 前提とされる仮定が満たされない場合はpooled Petersen法による推定値は偏りを持つことが知られている(Arnason *et al.*, 1996; Schwarz and Taylor, 1998)。pooled Petersen法により得られた推定値が偏りを持つ場合, 偏りのない推定値を得る方法の一つとしてデータを時期的あるいは地理的に層別することが考えられる。層別Petersen法をはじめて示したのはSchaefer(1951)であり, 彼は層別Petersen法をベニザケ親魚の遡上尾数の推定に適用した例も示している。しかし, Schaefer(1951)の推定方法では推定誤差が得られなかった。その後, Chapman and Junge(1951), さらにDarroch(1961)

が層別推定量を発展させるとともに、pooled Petersen法が有効かどうかを診断するための検定(χ²検定)を提案した。Darroch (1961)によると、(1) 標識魚の再捕率が各放流層にわたり等しい、あるいは、(2) 再捕時の標識魚の割合が各再捕層にわたり等しい、という条件のいずれかが満たされるとpooled Petersen法は偏りのない推定値を与えると判断できる。Darroch (1961)の推定方法では放流層の数(s)と再捕層の数(t)が等しい場合(s = t)には標識時点および再捕時点の双方の推定値が得られるが、s > tの場合は再捕時点のみ、s < tの場合は標識時点の個体数のみが推定可能であり、そのうち推定誤差が得られるのはs = tの場合だけであった。最近になって、Plante *et al.* (1998)はDarroch (1961)の推定方法を発展させ(Maximum Likelihood Darroch法, ML Darroch法), s = tの時にも推定誤差を評価することが可能となり、Arnason *et al.* (1996)はPlante *et al.* (1998)のパラメータ推定方法を取り入れた解析プログラム(Stratified Population Analysis System: 以下、SPASと記す)を開発した。SPASではDarroch (1961)により提案されたpooled Petersen法の偏りを診断する2通りのχ²検定(Arnason *et al.* (1996)およびSchwarz and Taylor (1998)は(1)の条件の検定をEqual proportions test, (2)の条件の検定をComplete mixing testと呼ぶ)が実行され、pooled Petersen法とML Darroch法により個体数が推定される。ML Darroch法を用いる場合、層の数が多くなると数多くの組み合わせの層の結合が可能である。SPASでは、最尤法により推定されたパラメータを用いて得られた理論値と実測値の適

合度を尤度比検定で評価する。検定の結果を見て、理論値と実測値の適合度の高いモデル(結合)を選択することができる。

スマルト降河尾数の推定

スマルトの降河尾数の推定には解析プログラムSPAS (Stratified Population Analysis System) (Arnason *et al.*, 1996)を用いた。増幌川における調査データでは、日毎の標識尾数および下流での採捕尾数は必ずしも多くはなく、特に標識魚の再捕尾数は5尾未満の日がほとんどであったので、まず、最初に日毎の標識尾数、再捕尾数のデータを1週間ごとに合計し、7つの放流層と8つの再捕層に層別した(Table 12)。SPASを用いてこれらの各放流層および各再捕層の結合を繰り返し、その都度、ML Darroch法によりスマルトの個体数を推定した。その中から実際のデータと推定された理論値の適合度の最も高いモデル、すなわち適合度検定のP値が最大となるモデルにより得られた推定値を最終的な推定値とした。その際、pooled Petersen法が偏りのない推定値を与えるかどうかを2通りのχ²検定により診断した。

Petersen法など閉鎖系個体群の推定方法では、標識放流から再捕までの間に対象となる個体群に加入、逸散、死亡のないことが仮定条件として要求される。スマルトは2つのトラップ間を数日で移動したことから、標識放流から再捕までの間の幼魚の死亡は無視できるほど小さいものと仮定した。増幌川での標識地点と下流の再捕地点の間には大きな支流はないが(Fig. 21),

Table 12 Summary statistics for the mark-recapture of masu salmon smolts in the Masuhoro River, Hokkaido, in 1999

Release stratum	Beginning date ¹	Number of fish marked ²	Number of fish recaptured								Recapture rate
			Week 1	Week 2	Week 3	Week 4	Week 5	Week 6	Week 7	Week 8	
Week 1	21 May	75	1	18	11	0	0	0	0	0	0.40
Week 2	29 May	111	0	10	13	3	0	0	0	0	0.23
Week 3	5 June	172	0	0	27	4	1	0	0	0	0.19
Week 4	12 June	244	0	0	0	20	12	0	0	0	0.13
Week 5	19 June	191	0	0	0	0	6	5	0	0	0.06
Week 6	26 June	258	0	0	0	0	0	32	53	4	0.34
Week 7	3 July	36	0	0	0	0	0	0	1	3	0.11
Number of unmarked fish recovered			39	197	523	302	60	47	22	3	
Mark ratio			0.03	0.12	0.09	0.08	0.24	0.44	0.71	0.70	

¹ Each week consisted of 7 days with the exception of Week 1 which consisted of 9 days.

² Numbers were adjusted for tag loss and tagging induced mortality.

その間の区間にもサクラマス幼魚は生息している。それらのスマルトが再捕地点を通過することは標識と再捕の間に未標識個体が加入してくることに相当する。このような場合には標識時点の個体数を推定することはできないが、再捕時点の個体数を推定することは可能である (Arnason *et al.*, 1996)。よって、本章で得られる推定値は下流の再捕地点、すなわち、スクリュートラップを設置した地点を通過するスマルトの個体数の推定値ということになる。再捕時点の個体数のみの推定が可能な条件下においてML Darroch推定値を用いる場合には、放流層の数 (s) が再捕層の数 (t) 以上となる必要がある (Arnason *et al.*, 1996; Schwarz and Taylor, 1998), データの各層を結合する時には $s \geq t$ となるようにした。ML Darroch法では各再捕層における採捕効率 (ここでは、下流側のトラップの採捕効率) およびスマルト個体数、各標識層から各再捕層への移動率のパラメータが推定された (Arnason *et al.*, 1996; Schwarz and Taylor, 1998)。

本章では1998および1999年の2ヶ年分の調査データを取り扱ったが、詳細の説明には1999年のデータのみを用いる。

5.3 結 果

1998年は5月19日から7月8日までスマルトの採捕を行い、この間に計1,990尾の野生スマルトを標識、放流して、下流のスクリュートラップでは2,043尾を採捕し、このうち標識魚は350尾であった。1999年は5月21日から7月12日までスマルトの採捕を行い、この間に計1,110尾を標識、放流して、下流のスクリュートラップ

では1,417尾を採捕し、このうち標識魚は224尾であった。

リボンタグの脱落と標識付け作業による死亡率を調べる試験に供したスマルトのうち、タグが脱落したり、あるいは死亡した個体数は1998年が50尾中4尾、1999年は50尾中1尾であった。そこで、両年の実際の標識尾数にそれぞれ0.92 (46/50), 0.98 (49/50) を乗じて標識尾数を補正した。

最終的な推定結果を導いた標識再捕データは、1998年は6×5行列、1999年は5×4行列となった (Table 13)。1999年の各放流層における標識尾数に対する再捕率は10～40%の範囲で変動しており、各再捕層における採捕尾数に対する標識魚の割合も9～58%の範囲で大きく変動した (Table 13)。サクラマススマルト降河尾数の推定値は、1998年はpooled Petersen法では10,666尾 (SE:465), ML Darroch法では13,821尾 (SE:1,203), 1999年はpooled Petersen法では6,861尾 (SE:373), ML Darroch法では7,988尾 (SE:682) であった (Table 14)。ML Darroch法による推定値はpooled Petersen法と比べ、1998年は30%, 1999年は16%大きな値となった。一方、変動係数は両年ともML Darroch法よりもpooled Petersen法のほうが小さく、推定精度はpooled Petersen法のほうが優っていた。しかしながら、両年とも2通りの²検定 (Equal proportions test, Complete mixing test) ではいずれも有意な差が見られ (Table 14), pooled Petersen法による推定値は偏りを持つ可能性があるものと判断された。

ML Darroch法で推定された層毎の降河尾数を各層の日数で除し、1日あたりの降河尾数を推定した (Fig. 24)。1998年と1999年では層の結合の仕方に違いがあ

Table 13 Summary statistics for the mark-recapture of masu salmon smolts in the Masuhoro River, Hokkaido, in 1999 (after pooling)

Release stratum	Beginning date ¹	Number of fish marked ²	Number of fish recaptured				Recapture rate
			Weeks 1+2	Week 3	Weeks 4+5	Weeks 6 - 8	
Week 1	21 May	75	19	11	0	0	0.40
Week 2	29 May	111	10	13	3	0	0.23
Week 3	5 June	172	0	27	5	0	0.19
Weeks 4+5	12 June	435	0	0	38	5	0.10
Weeks 6+7	26 June	294	0	0	0	93	0.32
Number of unmarked fish recovered			236	523	362	72	
Mark ratio			0.11	0.09	0.11	0.58	

¹ Each week consisted of 7 days with the exception of Week 1 which consisted of 9 days.

² Numbers were adjusted for tag loss and tagging induced mortality.

Table 14 Results from analyzing mark-recapture data for masu salmon smolts in the Masuhoro River

(A) Estimates by pooled Petersen and ML Darroch (stratified Petersen)				
	pooled Petersen	ML Darroch	pooled Petersen	ML Darroch
	1998		1999	
Estimate	10,666	13,821	6,861	7,988
SE	465	1,203	373	682
CV	0.044	0.087	0.054	0.085

(B) Results of diagnostic tests for complete pooling				
	P-value	df	P-value	df
	1998		1999	
Test 1 ¹	$P < 0.01$	4	$P < 0.01$	3
Test 2 ²	$P < 0.01$	5	$P < 0.01$	4

¹ Test labelled "Equal proportions" by Arnason *et al.* (1996)

² Test labelled "Complete mixing" by Arnason *et al.* (1996)

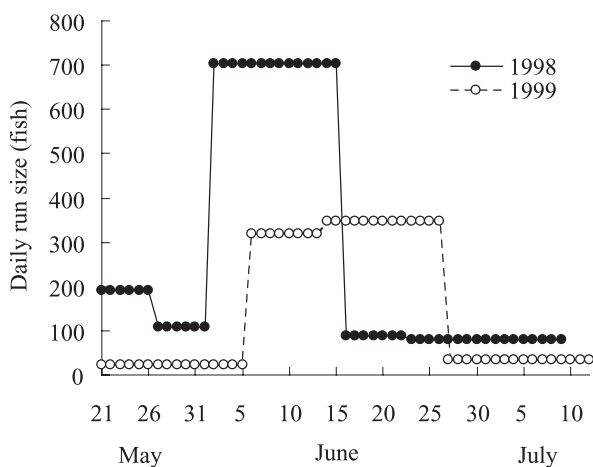


Fig. 24 Numbers of masu salmon smolts for each stratum estimated by maximum likelihood Darroch (stratified Petersen) estimator.

るので単純に比べることはできないが、両年とも6月に入ってスモルトの降河尾数が増え、1998年は6月中旬、1999年は6月下旬にはスモルトの降河移動はほぼ終了する傾向が見られた。

調査期間を通したスクリュートラップの採捕効率は、1998年が19.1%、1999年は20.6%と推定された。ML Darroch法ではスクリュートラップの採捕効率が再捕層ごとに推定された (Fig. 25)。1999年には調査時期序盤の2週間 (Week 1+2) は68.8%と高い採捕効率であったが、第3週 (Week 3) 以降は低下し、第4~5週目 (Week 4+5) には9.1%と低い採捕効率となった。また、

Table 15 Estimated probability that a smolt in a particular release stratum moved to a particular recovery stratum, Masuhoro River, 1999

Release stratum	Recovery stratum			
	Weeks 1+2	Week 3	Weeks 4+5	Weeks 6-8
Week 1	0.36	0.64	0.00	0.00
Week 2	0.13	0.54	0.33	0.00
Week 3	0.00	0.69	0.31	0.00
Weeks 4+5	0.00	0.00	0.96	0.04
Weeks 6+7	0.00	0.00	0.00	1.00

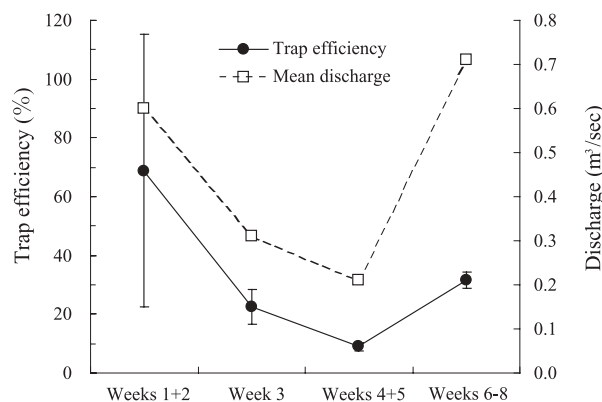


Fig. 25 Mean discharge and trap efficiency (estimated by maximum likelihood Darroch estimator) in 1999. Vertical bars indicate standard error of the estimated trap efficiency.

ML Darroch法では各標識層から各再捕層への個体の移動率が推定され (Table 15)、それをみると、調査序盤の5月下旬から6月上旬頃までは (Week 1および Week 2) 放流した週のうちに再捕地点まで到達する個体は多くはなかったが (13~36%)、6月中旬以降 (Weeks 4~7) はほとんどの個体 (96%) が放流した週のうちに再捕地点まで到達したものと推定された。

採捕したスモルトの尾叉長を旬ごとに平均すると、標識地点では12.4~12.7 cm、採捕地点では11.9~12.4 cmであった (Fig. 26)。標識地点、再捕地点いずれにおいても、採捕されたスモルトの尾叉長には差は小さ

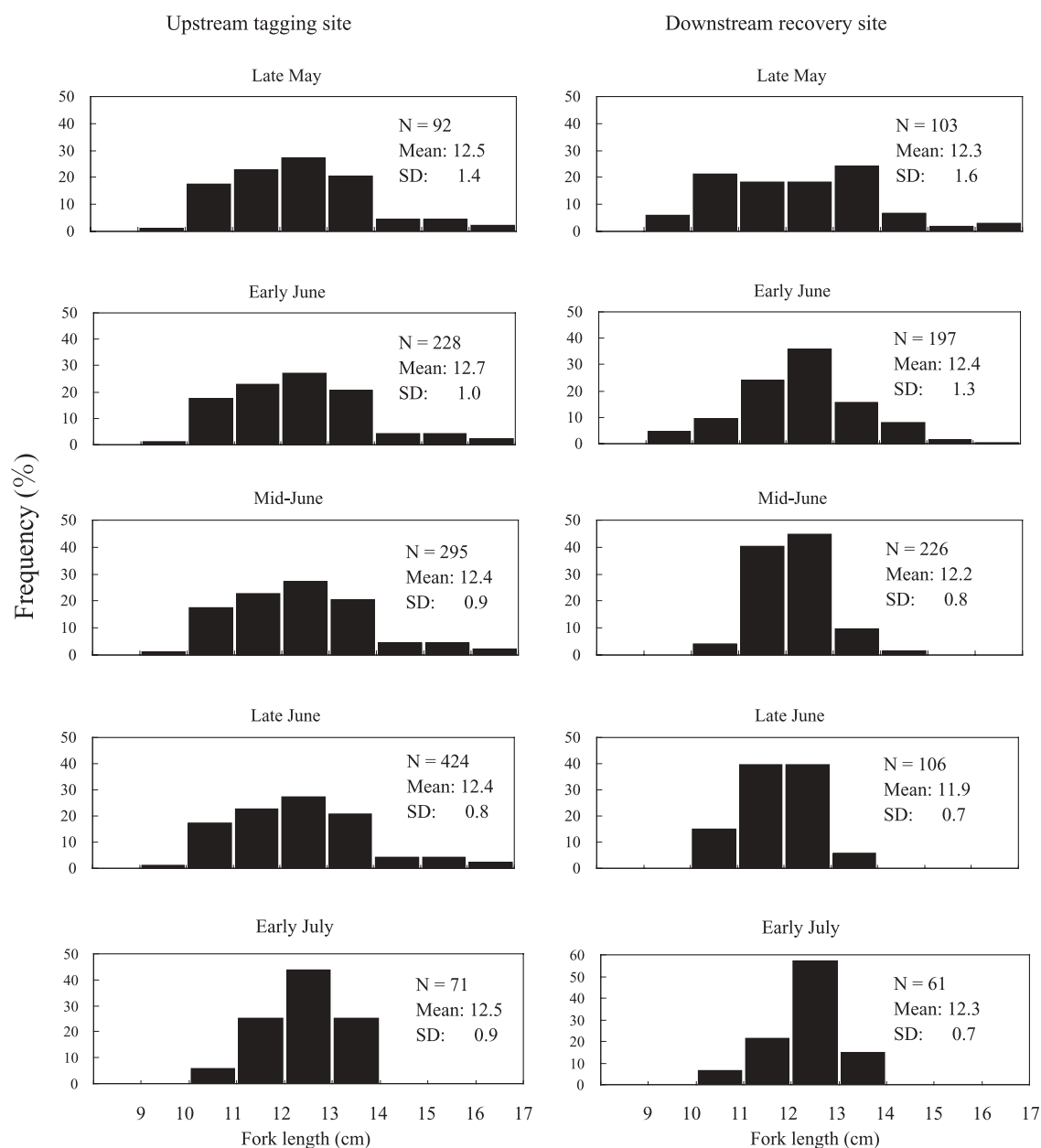


Fig. 26 Frequency distributions of fork lengths of wild masu salmon smolts captured at the upstream tagging site and the downstream recovery site in the Masuhoro River, 1999.

いものの旬間で有意な差がみられた (Kruskal-Wallis test, $P < 0.01$)。また、降河移動時期序盤の5月下旬から6月上旬には、スモルトの尾叉長はばらつきが大きく、調査時期後半になると尾叉長のばらつきが小さくなる傾向がみられた。標識地点と再捕地点で採捕されたスモルトの尾叉長を比較すると、標識地点で採捕されたスモルトのほうが再捕地点で採捕されたスモルトよりもいずれの旬でも大きく、6月上旬から下旬にはそれぞれ有意な差がみられた (t-test, $P < 0.05$)。

5.4 考 察

標識再捕によりサクラマススモルトの降河尾数を推定する際に、標識尾数と再捕尾数それぞれを合計した数値を用いて計算するpooled Petersen法が妥当かどうかを検討した。その結果、北海道北部の増幌川において調査を実施した2ヶ年ともにpooled Petersen法により得られた推定値は偏りを持つ可能性があるものと判断された。一方、pooled Petersen法のほうが層別

Petersen法 (ML Darroch) よりも高い推定精度を示した。Arnason *et al.* (1996) および Plante *et al.* (1998) は層別Petersen法の理論的な研究の中で、前提となる仮定が満たされない場合にはpooled Petersen法による推定値は大きな偏りを持つことを明確に記している。その一方で、偏りの少ないモデル (層別Petersen法) を選択するか、推定精度の高いモデル (pooled Petersen法) を選択するかの判断基準は確立されていないことも述べている。実際の野外調査においては推定値の偏りの大きさを判断できる情報 (例えば、全数採捕が可能な漁具による採捕尾数、など) が得られなければ、偏りと推定精度のどちらを重要視すればよいか一概には決められない。その場合、Darroch (1961) が示した2つの検定 (Equal proportions testおよびComplete mixing test) の結果は推定方法を選択する上での判断基準となるであろう。本章ではpooled Petersen法とML Darroch法による推定値の差は大きく、Darroch (1961) が示した検定で有意差が見られたことから、標識および再捕データを時期的に層別したML Darroch法により得られた推定値がより適切であると結論した。

本章において、pooled Petersen法による推定値の偏りを招いた原因としては、第一にロータリー式スクリュートラップの構造的特徴が考えられる。スクリュートラップは河川の流量変動に強く、スモルトの降河期間中を通して維持することができた。その一方で、トラップの採捕効率が調査期間を通して一定ではなく、時期によって大きく変動した (Fig. 25)。スクリュートラップでは魚類を採集する部位が水流を受けて回転する構造となっており、流量が多いほど回転数が高くなり (範囲: 1.0~3.8回転/分)、その結果、トラップの採捕効率も向上したものと推測される。第二にはスモルトの移動速度の時期別の変化が挙げられる (Table 15)。5月から6月初め頃までは (Week 1およびWeek 2) 放流した週のうちに再捕地点まで到達する個体は多くはなかったが、6月中旬以降 (Weeks 4~7) はほとんどの個体が放流した週のうちに再捕地点まで到達しており、時期が遅くなるほどスモルトのトラップ間の移動速度が速まったことを示している。ここで、標識時期ごとにスモルト化の進行度合いを見ると (Fig. 27)、早い時期には前期スモルトの割合が高いが、次第に中期スモルト以降の割合が高くなり、終盤になるに従いスモルト化変態の進んだ個体の比率が高まった。降河行動、移動速度はスモルト化の進行度合いと深く関わ

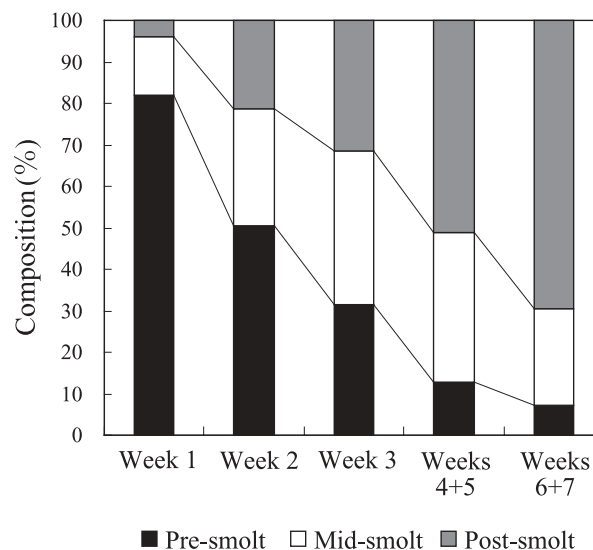


Fig. 27 Smoltification phase of marked masu salmon in the Masuhoro River in 1999 (phases defined in Kubo (1974)).

っているものと推測される (久保, 1974)。このようなスモルトの移動速度の変化とトラップの時期的な採捕効率の変動が重なり、各放流層における標識魚の再捕率や各再捕層における標識魚の割合に違いが生じ、結果としてpooled Petersen法の要求する条件が満たされなかったものと考えられる。

層別Petersen法の歴史は古く、主に統計学者によって理論的に研究され発展を続けてきたが (Arnason *et al.*, 1996; Plante *et al.*, 1998; Schwarz and Taylor, 1998)、その一方、水産研究の現場で実際に利用された研究例は多くはなかった。最近、Miyakoshi and Kudo (1999) が遡上するサクラマス親魚の全数捕獲が可能な河川においてpooled Petersen法とML Darroch法による推定値と実際の遡上尾数を比較して、ML Darroch法のほうがより正確な推定値を与え、かつ時期別の遡上尾数も正確に推定できた事例を示し、層別Petersen法は実用的にも有効な推定方法であることを実証している。層別の基準も本章で用いた時期別の層別のほかに、採捕場所による層別 (Miyakoshi and Kudo, 1999) や雌雄による層別等も可能であり、また、降河移動中のスモルトや遡上中のサケ科魚類親魚のみならず様々な個体群に適用可能である。使いやすい解析プログラム (Arnason *et al.*, 1996) も公開されている (<http://www.cs.umanitoba.ca/popap/>) ことから、層別Petersen法の使用が今後広まることが期待される。

次に、スモルトの採捕に用いたスクリュートラップの採捕効率について述べる。Thedinga *et al.* (1994) は

スクリュートラップを使用して複数のサケ科魚類を採捕し、スモルトサイズが比較的小さいマスノスケ（体長6.9～8.9 cm）やギンザケ（8.6～11.1 cm）では採捕効率はそれぞれ24%、12%と高いのに対して、スチールヘッド（体長12.0～18.0 cm）ではトラップの採捕効率は3%と低く、スモルトサイズが大きな魚種はトラップからの回避能力が高いことを述べている。本章の調査に先立って1996年に増幌川で実施された標識再捕調査では（宮腰ら, 2001e）、野生サクラマススモルト（平均体長12.2 cm）に対するトラップの採捕効率は6.6%と低く、サクラマスもトラップからの回避能力が高いものと推測された。本章では、トラップの設置地点を宮腰ら（2001e）から変更し、川幅がトラップとほぼ同じ程度（3 m）に狭まった地点にスクリュートラップを設置した（Fig. 23）。さらにトラップの両側には土嚢を敷き詰めたために、降河移動してきたスモルトがトラップによる採捕を回避することが可能な空間は、スクリュートラップのコーンの下端と河床の間のわずかな（数 cm～数十 cm）隙間しかなかった（Fig. 23）。この結果、調査期間を通じたスクリュートラップの採捕効率は19～21%に向上したが、それでもなお、スモルトの大部分はトラップを回避したことになる。さらに、スクリュートラップのコーンの回転数が低い場合（<2回転/分）には採捕効率も10%以下に低下した。Thedinga *et al.*（1994）はスクリュートラップの設置に適した場所として、川幅が狭く、十分な流速と水深が得られる場所としている。これらのことから、効率良い採捕を実現するためには、採捕器具の特徴に合った設置場所の選択が重要であることがわかる。

以上、本章では降河するサクラマスのスモルト個体数の推定方法の一つについて論じたが、採捕に用いる器具（Conlin and Tutty, 1979）や推定方法（Schwarz and Dempson, 1994; Carlson *et al.*, 1998; Schwarz and Seber, 1999）は他にも数多く考案されており、場所や時期、予算などの都合によってどれか一つを選択することになる。サケ科魚類の資源増殖において野生資源の保護およびその効果的な管理を重視してきた北米では資源量の推定技術も盛んに研究され（Cousens *et al.*, 1982; Irvine and Nelson, 1995）様々な発育段階における生残率に関する研究結果が蓄積されてきた（Bradford, 1995）。一方、日本のサクラマスでは人工孵化放流に重点が置かれ、種苗放流の増殖効果は調べられているもの（真山, 1992; Miyakoshi *et al.*, 2001a; 2001c; 2004b）、野生資源の個体群動態やその資源管理に関する研究は

まだまだ不十分と言える。各発育段階においてサクラマスの資源量を推定する技術をさらに研究し、生活史全般を通じた個体数の変動を把握し、有効な資源管理手法を確立することが今後のサクラマス資源増殖のためには必要と考えられる。

第6章 秋季に河川放流したサクラマス幼魚の冬季間の生残率の推定

6.1 はじめに

秋季幼魚放流は遊漁による減耗が少なく、夏季の河川の生産力による制約を受けないなどの理由から、サクラマス資源増殖の有効な手段の一つとされている（真山, 1992）。秋季に放流された標識魚の沿岸や河川への回帰も報告されており（真山ら, 1988）、この放流方法の有効性は徐々に検証されつつあるものの、調査事例は数少なく、どのような種苗が高い放流効果を示すかという放流技術の確立までには至っていない。放流時期に関して、真山（1992）は放流後のサクラマスが適当な越冬場所に移動できるよう、サクラマスの生息場所の移動が起こる水温10℃から7～8℃に低下する時期に放流するのが良いとしている。放流する幼魚のサイズについては真山ら（1988）が、翌年のスモルト化に必要な体長9 cm以上の幼魚を放流するのが良いと述べているのみであり、異なるサイズの種苗の生残率などを検証した研究例はみられない。冬季はサケ科魚類の幼魚の生残にとって厳しい季節であり（Murphy *et al.*, 1984; Cunjak, 1996）、冬季間の生残率の良し悪しが秋季幼魚放流の成否を左右すると言える。サクラマスと同様に長い河川生活期を持つギンザケなどのサケ科魚類では越冬前の幼魚のサイズと越冬期の生残率に強い相関のあることが報告されており（Hunt, 1969; Holtby, 1988）、サクラマスの秋季幼魚放流においても放流時のサイズと越冬期の生残率の関係を調べることは放流技術を向上させる上で重要であると考えられる。本章では、北海道北部の増幌川において秋季に幼魚放流を実施し、第5章で述べた標識再捕による調査方法によりスモルト降河尾数を推定した。さらに放流された幼魚のうちスモルト化せずに河川に残留した個体数を調べ、冬季間の生残率を推定した（Miyakoshi *et al.*, 2003a）。

6.2 調査方法

試験魚の養成と放流

北海道立水産孵化場熊石支場（現在の道南支場）では淡水池中でサクラマスを継代飼育し、毎年秋に親魚から採卵している。増幌川での秋季幼魚放流にはこの池産サクラマスを用いた。1994～1996年は池産サクラマスの発眼卵を北海道立水産孵化場宗谷支場へ輸送し、翌春に稚魚が浮上した後、10月に放流するまでの約半年間、宗谷支場飼育池にて幼魚を飼育した。1997～1998年は北海道立水産孵化場増毛支場（現在の道北支場）で幼魚を飼育した。増毛支場では稚魚が浮上した直後から試験魚を2群に分け、給餌率を調整するこ

とによって両群の放流時のサイズに違いができるよう養成した。放流前には鱗切除により標識を施した（Table 16）。標識作業時に成熟雄（飼育尾数の0.7～4.0%）は放流用幼魚群から除いた。1994～1998年10月、標識したサクラマス幼魚を増幌川へ輸送し、放流した（Fig. 28）。1994年および1995年は宗谷支場付近の2ヶ所に分けて放流したが、放流数をおよそ2倍とした。1996～1998年は放流地点を4ヶ所に増やし、1箇所への放流尾数はほぼ同じとした。放流時の水温は7.1～10.5℃であった。

スマルト降河尾数の推定

秋季に放流された幼魚に由来するスマルト降河尾数

Table 16 Date, number, length (cm), and weight (g) of juvenile masu salmon stocked in the Masuhoro River 1994 - 1998. ND indicates no data.

Date of release	Number of fish released	Fork length		Weight		Fins clipped or partially clipped
		Mean	SE	Mean	SE	
14 October 1994	20,000	10.2	ND	11.6	ND	adipose, left pelvic, anal
6 October 1995	20,000	9.0	0.07	9.0	0.19	posterior dorsal
24 October 1996	36,000	7.3	0.10	4.1	0.17	anterior dorsal
14 October 1997	20,000	10.7	0.05	12.5	0.18	dorsal, left pelvic
14 October 1997	20,000	10.0	0.06	10.4	0.17	dorsal, right pelvic
1997 Total	40,000	10.4	0.04	11.5	0.14	
1 October 1998	17,000	10.8	0.05	13.9	0.20	dorsal, upper caudal
1 October 1998	17,000	9.4	0.07	9.3	0.20	dorsal, lower caudal
1998 Total	34,000	10.1	0.05	11.6	0.18	

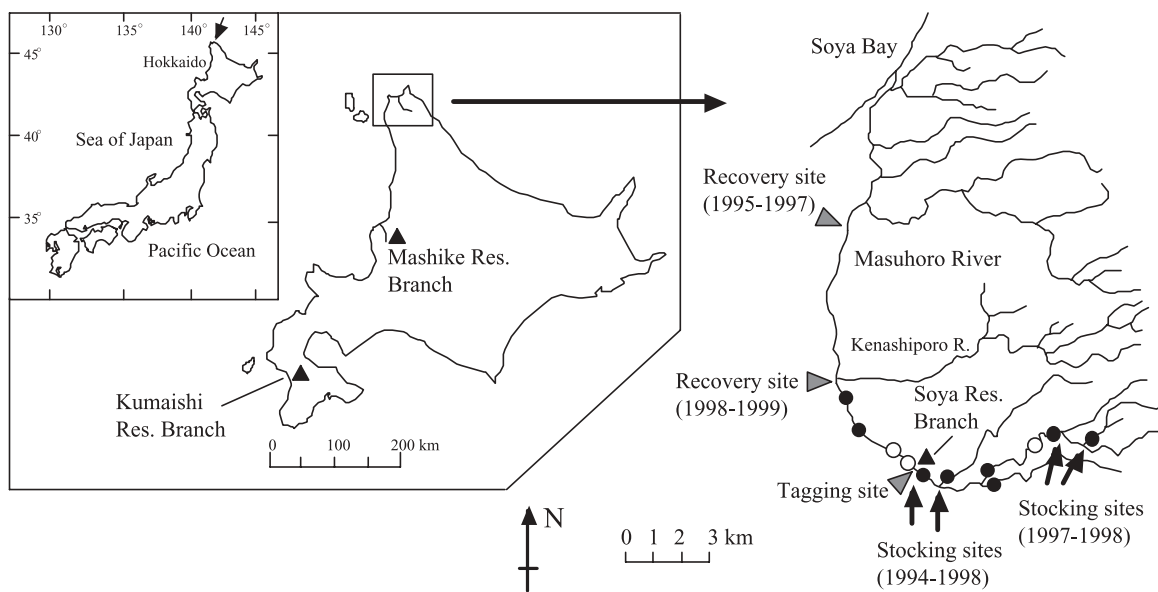


Fig. 28 Locations of fall stocking sites, tagging sites, and recovery sites for masu salmon smolts in the Masuhoro River, northern Hokkaido. Solid circles indicate the stream reaches surveyed for resident masu salmon in 1998 and 1999, open circles the stream reaches surveyed only in 1999.

は、第5章と同様、2つのトラップを用いた標識再捕によって調べた。上流側のトラップとして、1995～1999年の5月上旬、増幌川の河口から15 km上流に位置する北海道立水産孵化場宗谷支場の飼育用水取水口の横の地点にフェンスを設置し、上流から降河移動してきたサクラマス（野生魚および放流魚を含む）スマルトを水路を経由して宗谷支場飼育池内へと誘導した。飼育池内で採捕したサクラマスは久保（1974）の基準に従いスマルト化の進行度合いを判定し、前期スマルトよりスマルト化の進行した幼魚にのみリボンタグを付けて、個体ごとに標識し、尾叉長を測定した後、放流した。下流での採捕にはロータリー式スクリュートラップ（Thedinga *et al.*, 1994; Roper and Scarnecchia, 1996; 宮腰ら, 2001e）を用い、1995～1997年は標識地点から10 km下流（河口から5 km上流）の地点（川幅約4 m, 増水時8 m）に設置して、降河してきたスマルトを採捕した。1998年および1999年はスクリュートラップの採捕効率を向上させるため、それまでの設置場所より5 km上流の川幅の狭い地点（川幅約3 m）に設置した。これら2つのトラップでのスマルトの採捕はスマルトの降河移動が終了する7月上旬あるいは中旬まで継続した。

2つのトラップ間を移動する間のリボンタグの脱落率と標識作業によるスマルトの斃死率を調べるため、リボンタグで標識したスマルトの一部は放流せずに水槽の中で2週間、無給餌で収容しておいた。2週間後まで標識が脱落することなく生存した幼魚の割合を宗谷支場からの標識放流尾数に乗じてその数を補正し、補正後の数値をスマルト降河尾数の推定に用いた。

スマルト降河尾数の推定にはプログラムSPAS（Arnason *et al.*, 1996）を用いた。Petersen法による個体数推定においては、標識放流から再捕までの間に対象となる個体群に加入、逸散、死亡のない（閉鎖系）ことが仮定条件として要求される。スマルトは2つのトラップ間を数日で移動したことから（宮腰ら, 2001d）、標識放流から再捕までの間の幼魚の死亡は無視できるほど小さいものと仮定した。しかし、放流魚のうち上流のトラップ設置地点より下流側で越冬した個体もあった。このことは標識と再捕の間に未標識の魚が加入してくることと同等であり、個体群が閉鎖系であるという仮定には反する。Arnason *et al.*（1996）はこのように標識放流から再捕までの間に個体群からの逸散、死亡がなく、加入のみが生じる場合でも、Petersen法を用いて再捕時点の個体数を推定することが可能なこ

とを示している。よって、本章で推定できるのは再捕の時点、すなわち、スクリュートラップの設置地点を通過する放流魚のスマルト降河尾数ということになる。

日毎の標識再捕の調査データをはじめに7日単位で層別した後、SPASを用いてpooled Petersen法およびML Darroch法により個体数を推定した。Darroch（1961）が示した2通りの²検定の結果、いずれも有意となり、pooled Petersen法が偏りを持つ可能性がある判断された場合にはML Darroch推定値を採用し、それ以外の場合はpooled Petersen推定値を採用した。放流群のうち1+スマルトとして降河した幼魚の割合（ S_{age1} ）は、放流翌年のスマルト降河尾数（ N_{smolt} ）を放流尾数（ $N_{stocked}$ ）で除すことにより推定した。すなわち、 $S_{age1} = N_{smolt} / N_{stocked}$ とした。

河川残留型個体の生息尾数の推定

放流魚の中には冬季間を生残したもののスマルトにならずに河川に残留した放流魚もみられた。それらの個体数を推定するため、1998年および1999年の7月、増幌川本支流から調査定点を抽出し、各定点では除去法により幼魚の生息尾数を推定した。生息尾数推定の対象範囲は、同河川で以前に実施した放流魚の分散範囲の調査結果（藤原ら, 1998）を参考とし、下流端は増幌川本流とケナシボロ川の合流点、上流端は最上流の放流地点から1 km上流の地点とした。Hankin（1984）が示したサンプリング方法を活用し、増幌川の対象範囲を長さ100 mの単位に分割した上で、そのうち、1998年は8単位、1999年は11単位を抽出した（Fig. 28）。生息尾数の推定値および分散は下記の式で計算される（Hankin, 1984）。

$$N = \frac{K}{k} \sum_{i=1}^k N_i \quad (6.1)$$

$$V(N) = \frac{K(K-k) \sum_{i=1}^k (N_i - \bar{N})^2}{n(n-1)} + \frac{K}{k} V(N_i) \quad (6.2)$$

ここで、 K ：対象範囲内の抽出単位の総数

k ：調査定点の数

N_i ：定点*i*での幼魚の生息尾数（後述の6.3あるいは6.5式により推定）

\bar{N} ：幼魚の生息尾数の平均値、推定値は

$$\bar{N} = \sum_{i=1}^k N_i / k \text{ で与えられる}$$

$V(N_i)$ ：定点*i*での幼魚の推定生息尾数の分散（後述の6.4あるいは6.6式により推定）

上式のように、幼魚の生息尾数は、各調査定点での生息尾数を定点の抽出率で引き伸ばすことにより推定される。分散は定点間の幼魚の生息尾数のばらつきによる分散（定点間分散）と各定点での生息尾数推定の分散（定点内分散）の合計で与えられる。

各定点でのサクラマス幼魚の個体数は2回除去法 (Seber and Le Cren, 1967) により推定した。各定点では下流から上流に向かって、はじめに投網を用いて魚の採捕を行い、それに続いて電気漁具 (Smith-Root社製, Vancouver, WA) を用いて採捕を行った。この採捕作業を2回繰り返して行った (以下、1回目の採捕作業を1stパス、2回目を2ndパスと記す)。1stパスで採捕した幼魚は尾鰭上葉をわずかに切除することによって標識したのち放流し、翌日または翌々日に2ndパスを行った。2ndパスでは標識魚と未標識魚が採捕されたが、未標識魚の採捕尾数を2ndパスでの採捕尾数として、除去法を適用した。ここで、1stパス、2ndパスでの漁獲努力量は同じとした。2回除去法 (Seber and Le Cren, 1967) では、各定点での生息尾数および分散 $V(N_i)$ は次の式により推定される。

$$N_i = \frac{C_{i1}^2}{C_{i1} \cdot C_{i2}} \quad (6.3)$$

$$V(N_i) \simeq \frac{C_{i1}^2 C_{i2}^2 (C_{i1} + C_{i2})}{(C_{i1} \cdot C_{i2})^4} \quad (6.4)$$

ここで、 C_{i1} は定点 i における1stパスでの放流魚の採捕尾数、 C_{i2} は定点 i における2ndパスでの放流魚の採捕尾数を示す。いくつかの定点では、2ndパスでの採捕尾数が1stパスでの採捕尾数と同数あるいはそれを上回り (6.3) 式では推定値を得ることができなかった。そのような定点 ($C_{i1} = C_{i2}$) では、同じ定点での野生魚の

採捕尾数を用い、1stパスでの放流魚の採捕尾数を野生魚の採捕効率で除すことにより個体数を推定した。生息尾数 N_i および分散 $V(N_i)$ は

$$N_i = \frac{C_{i1}}{p_i} = C_{i1} \cdot \frac{C_{iw1}}{C_{iw1} - C_{iw2}} \quad (6.5)$$

$$V(N_i) \simeq \frac{N_i^2 q_i (1 + q_i)}{N_{iw} p_i^3} + \frac{N_i q_i}{p_i} + \frac{N_i q_i^2 (5 + q_i)}{N_{iw} p_i^4} \quad (6.6)$$

により推定される (Seber and Le Cren, 1967)。ここで、 C_{iw1} は定点 i における1stパスでの野生魚の採捕尾数、 C_{iw2} は定点 i における2ndパスでの野生魚の採捕尾数、 N_{iw} は定点 i での野生魚の推定生息尾数、 p_i は定点 i での野生魚に対する採捕効率、 $q_i = 1 - p_i$ である。

冬季間の生残率 ($O_{survival}$) は1+スモルトの降河尾数 (N_{smolt}) と河川残留魚の生息尾数 (N_{parr} ; 6.1式で得られた N) の合計値を放流尾数 ($N_{stocked}$) で除すことにより求めた。すなわち $O_{survival} = (N_{smolt} + N_{parr}) / N_{stocked}$ とした。

同様の方法により、1+以上年齢の野生魚の個体数も推定した。ここで、採捕された野生魚には春に浮上したばかりの0+幼魚も含まれていたが、体長組成から0+と1+以上の年齢群に分離した。

6.3 結 果

秋季幼魚放流に由来するスモルトは5月から7月上旬にかけて採捕され、降河移動のピークは6月にみられた。1995~1997年は下流のトラップの採捕効率が低く、標識魚の再捕尾数は4~14尾と少なかった。トラップの設置場所を変更した1998年および1999年には多くの標識魚の再捕が得られた (Table 17)。1995~1997年のスモルト降河尾数はpooled Petersen推定値を

Table 17 Number of hatchery-origin masu salmon smolts tagged, recovered and recaptured in the Masuhoro River

Year of stocking	Group	1+ smolt			2+ smolt		
		Upper sampling site		Lower sampling site	Upper sampling site		Lower sampling site
		Number of fish tagged ¹	Number of fish recovered	Number of tagged fish recaptured	Number of fish tagged ¹	Number of fish recovered	Number of tagged fish recaptured
1994		299	141	14	0	0	0
1995		195	158	14	2	3	0
1996		59	66	4	113	73	18
1997	Large	655	272	76	65	15	11
1997	Small	451	247	56	26	10	6
1998	Large	933	521	183	-	-	-
1998	Small	368	207	60	-	-	-

¹ Numbers were adjusted for tag loss and tagging induced mortality.

採用し、一方、1998および1999年にはpooled Petersen法は偏りを持つ可能性があるものと判断されたので、層別Petersen (ML Darroch) 推定値を採用した (Table 18)。放流数に対する翌春の1+スモルト化率は (括弧内は標準誤差) は2.2 (1.7) ~ 15.7 (2.2)%と推定され、放流時のサイズとの間に正の相関がみられた ($R^2 = 0.85$, $P < 0.01$) (Fig. 29)。スモルトの平均尾叉長には放流群間で有意な差がみられ (一元配置分散分析, $P < 0.01$)、秋の放流時点での平均尾叉長と翌春のスモルトの平均尾叉長との間には正の相関がみられた ($R^2 = 0.55$, $P < 0.01$) (Fig. 30)。

スモルト採捕時には、1+スモルトに混じって2+スモルトも採捕された (Table 17)。1994年および1995年の放流群では2+スモルトの採捕尾数は3尾以下と少なく、2+スモルトの降河尾数を推定するには至らなかった。1996年および1997年の放流群ではpooled Petersen法により、2+スモルト降河尾数の推定値が得られた (Table 18)。最も小型で放流した1996年放流群では2+スモルトの降河尾数は放流尾数の1.2 (0.2) %と推定され、前年の1+スモルトの約半数にあたる幼魚が2+でスモルト化したものと推定された。1997年放流群では、2+でのスモルト化率は大型群が0.4 (0.06) %、小型群が0.2 (0.04) %と推定された。このように、いずれの放流群でも2+スモルトの出現率は低い数値であった。2+スモルトのサイズは、同じ放流群のうち前年に1+スモルトとして降河した個体と比べ大型であった (Fig. 30)。

スモルトの降河移動が終わった7月に河川に残留していた放流魚の生息密度は0~48尾/100mと推定され、

前年秋の放流場所近くでの生息密度が高い傾向がみられた。河川全体での生息尾数の推定値をTable 19に示した。1997年および1998年放流群ともに小型群のほ

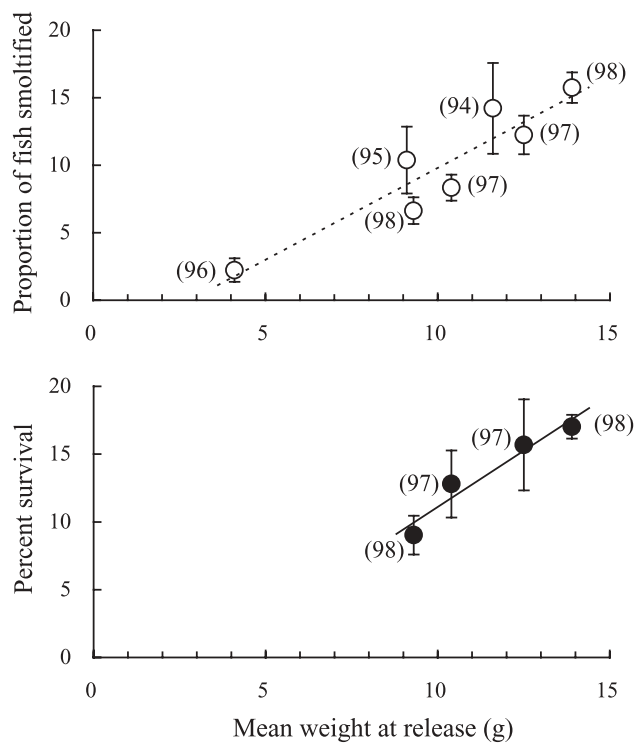


Fig. 29 Relationships between the mean weight of hatchery-reared masu salmon stocked in fall and the proportion of fish smolting at age 1 (upper panel: $Y = -3.75 + 1.36X$, $R^2 = 0.85$, $P < 0.01$) and percentage overwinter survival (lower panel: $Y = -5.47 + 1.66X$, $R^2 = 0.94$, $P < 0.05$) in the Masuhoro River. Error bars indicate the standard errors, and the years of stocking are shown in parentheses.

Table 18 Estimates and standard errors of numbers of hatchery-origin masu salmon smolts in the Masuhoro River

Year of stocking	Size group	1+ smolt			2+ smolt		
		Type of estimator	Estimate (SE)	Proportion of fish smolted ¹ (SE)	Type of estimator	Estimate(SE)	Proportion of fish smolted ² (SE)
1994		Pooled Petersen	2,843 (672)	14.2 (3.4)		0 (0)	0.0 (0.00)
1995		Pooled Petersen	2,076 (494)	10.4 (2.5)	Failed to form estimates ³		
1996		Pooled Petersen	804 (316)	2.2 (0.9)	Pooled Petersen	445 (86)	1.2 (0.24)
1997	Large	ML Darroch	2,448 (286)	12.2 (1.4)	Pooled Petersen	88 (12)	0.4 (0.06)
1997	Small	ML Darroch	1,669 (193)	8.3 (1.1)	Pooled Petersen	43 (9)	0.2 (0.05)
1998	Large	ML Darroch	2,677 (192)	15.7 (1.1)	-	-	-
1998	Small	ML Darroch	1,128 (168)	6.6 (1.0)	-	-	-

¹ Number of 1+ smolts divided by number of masu salmon released.

² Number of 2+ smolts divided by number of masu salmon released.

³ Failed to form estimates because of no recapture of tagged fish.

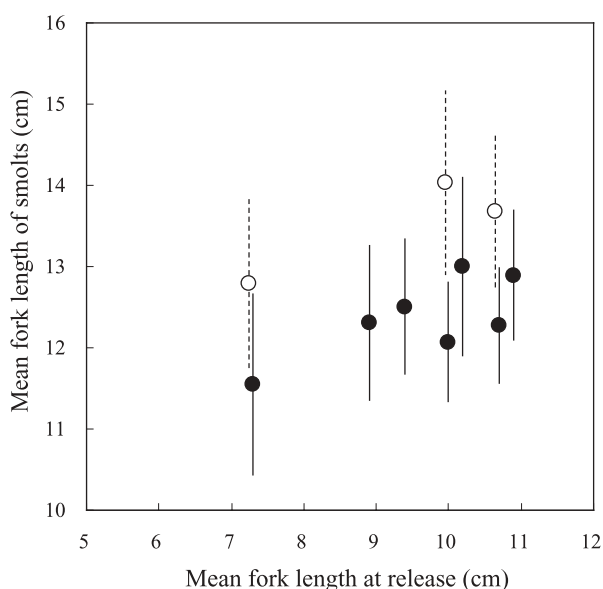


Fig. 30 Mean fork length of hatchery-origin 1+ (●) and 2+ (○) masu salmon smolts captured at the upper partial fence in the Masuhoro River, 1995-1999, in relation to the mean fork length at release in the preceding fall. Error bar indicates standard deviation.

うが残留個体の個体数は多かった。また、1997年放流群では大小2群とも分散が非常に大きく、推定精度は低かった。いずれの群でも、全分散のうち定点間分散が大部分を占めており(>94%; Table 19) 定点内分散、すなわち定点内での除去法による推定誤差に因る部分は大きくなかった。河川に残留した個体の中には未分化幼魚のほかに河川残留型雄も含まれた。河川残留個体は同じ放流群からスマルト化した個体よりも小型であり、河川残留個体の中でも未分化幼魚は河川残留型雄と比べ小型であった (Fig. 31)。

1997年および1998年秋に放流した幼魚の冬季間の生残率は9.0 (1.3) %から17.0 (1.2) %と推定され、放流時のサイズとの間に正の相関がみられた ($R^2 = 0.94$, $P < 0.05$) (Fig. 29)。同じ年に放流された2群の生残率を比較しても、1997年および1998年ともに大型群のほうが高い生残率を示した (Fig. 29)。また、放流翌春まで生き残った放流魚のうち、スマルト化した個体の割合は65.2~92.5%で、大型群のほうが小型群よりもスマルト化率が高い傾向がみられた (Table 19)。1997年、

Table 19 Estimates and variances of numbers of hatchery-origin 1+ smolts and resident fish in the Masuhoro River in spring 1998 - 1999

Year of stocking	Size group	Number of 1+ smolts			Number of 1+ parr				Number of survivors			Percent smolt ³	
		Estimate	Variance	CV	Estimate	Between variance ¹	Within variance ²	Total variance	CV	Estimate	Variance		CV
1997	Large	2,448	81,722	0.12	689	861,028 (98.9%)	9,415 (1.1%)	870,443 (100.0%)	1.35	3,137	952,165	0.31	78.0
1997	Small	1,669	37,122	0.12	891	1,464,547 (97.4%)	39,255 (2.6%)	1,503,802 (100.0%)	1.38	2,560	1,540,924	0.48	65.2
1998	Large	2,677	36,711	0.07	217	4,915 (94.2%)	302 (5.8%)	5,217 (100.0%)	0.33	2,894	41,928	0.07	92.5
1998	Small	1,128	28,221	0.15	407	22,436 (98.6%)	328 (1.4%)	22,764 (100.0%)	0.37	1,535	50,984	0.15	73.5

¹ Variance accounts for the variation of number of fish among sampling sites.

² Variance accounts for the total variance of the removal method applied at each sampling site.

³ Number of 1+smolt divided by number of survivor.

Table 20 Estimated numbers of smolt and resident masu salmon in the Masuhoro River in spring 1998 - 1999. Standard errors are in parentheses

Year	Category	Number of masu salmon			Overwinter survival (%)
		Smolt	Resident	Total	
1998	Hatchery (age-1) ¹	4,117 (345)	1,580 (722)	5,697 (800)	14.2 (2.0)
	Wild (age-1≤)	13,821 (1,203)	11,127 (1,315)	24,948 (1,782)	
	Total	17,938 (1,251)	12,707 (1,500)	30,645 (1,954)	
1999	Hatchery (age-1) ²	3,805 (255)	624 (167)	4,429 (305)	13.0 (0.9)
	Wild (age-1≤)	7,988 (682)	7,780 (1,569)	15,768 (1,711)	
	Total	11,793 (728)	8,404 (1,578)	20,197 (1,738)	

¹ Hatchery-origin fish stocked in fall 1997

² Hatchery-origin fish stocked in fall 1998

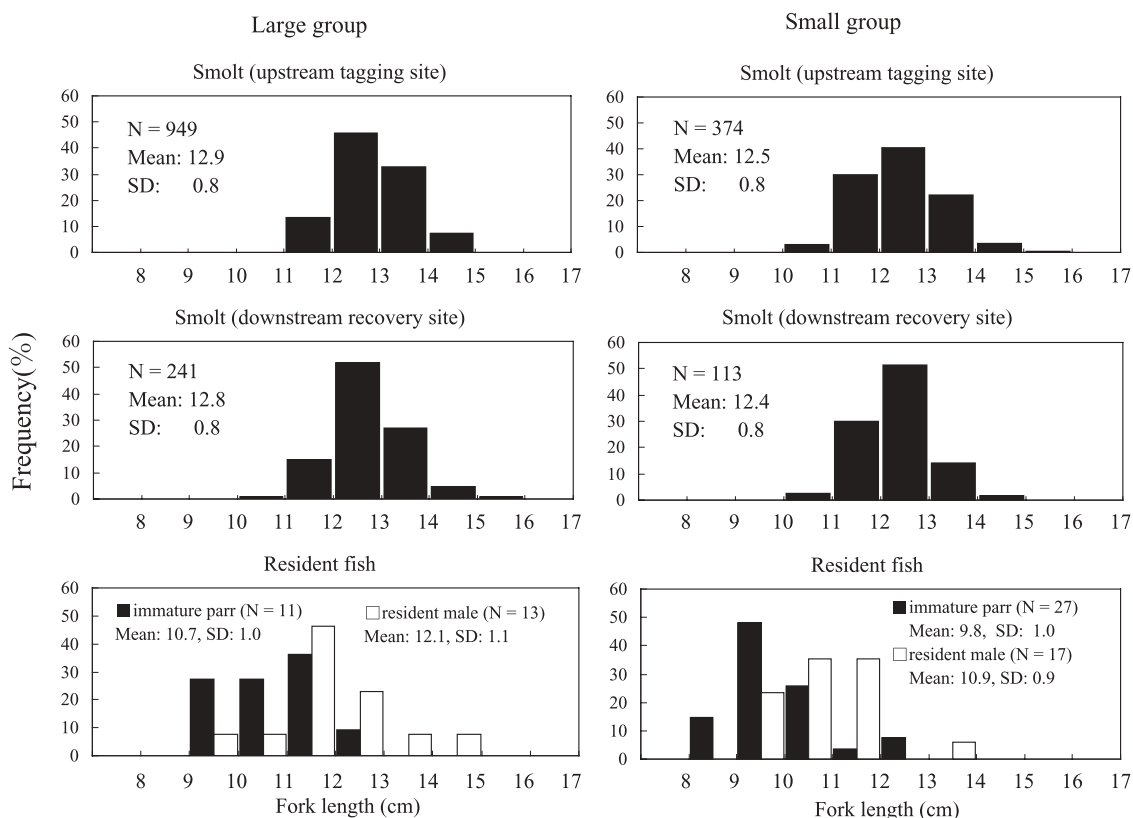


Fig. 31 Frequency distributions of fork lengths of hatchery-origin masu salmon (smolt and resident fish) in the Masuho River, 1999.

1998年に放流された2群をそれぞれ合計すると、放流時の平均体重は1997年が11.5 g、1998年は11.6 gとほぼ同じであったが (Table 16)、1997年放流群のほうが1998年放流群と比べ高い生残率を示した (Table 20)。野生魚のスモルトおよび河川残留型個体の生息尾数 (いずれも1+以上) は1998年春には24,948 (1,782) 尾、1999年春は15,768 (1,711) 尾と推定された (Table 20)。野生魚と放流魚を合計した尾数は1998年春のほうが多かったが、この年 (すなわち1997年放流群) の冬季間の生残率は高く、密度依存的な効果はみられなかった (Table 20)。

6.4 考 察

北海道北部を流れる増幌川での秋季幼魚放流の結果、放流時点でのサイズと翌春の1+でのスモルト化率 (スモルト降河尾数 / 放流尾数) には正の相関がみられた。サケ科魚類のスモルト化には前年秋までの幼魚の成長が強く関わることが報告されている (久保, 1974; Thorpe *et al.*, 1980; Hirata *et al.*, 1988)。大型の放流群

では、冬季間の生き残りが高かったことに加え、スモルト化するために必要な体サイズに達していた個体の割合が高かったことが高いスモルト化率につながったものと考えられる。サクラマス資源増殖手法として秋季幼魚放流を考える場合、放流翌年により多くのスモルトを降海させることが重要である。2+スモルトの出現率は低く、これによる増殖効果は期待できないことから、大型の種苗を養成し、1+でのスモルト化率を高めることが効果的と言える。しかしながら、初期の成長が早い場合には河川内成熟雄が多く出現するので、第3章でのスモルトの養成と同様、飼育過程での適切な成長管理が重要であると考えられる。

サケ科魚類の幼魚は冬季間も摂餌は続けるにもかかわらず、体重が低下したり、栄養状態が劣化することが知られている (Reimers, 1963; Hunt, 1969; Cunjak *et al.*, 1987)。一方、幼魚が大型になるにつれて、単位体重当たりの脂質の蓄積量が増加することが報告されている (Mason, 1976)。隼野ら (1999) は1997年に増幌川に放流した群の一部を屋内の水槽に無給餌で収容し、1ヶ月ごとに体成分を分析した。その結果、脂質含量、

カロリー量は冬季間に顕著に減少したが、大型の幼魚ほど単位重量あたりのカロリー量は高く推移し、冬季間の生残率が高いことを報告している。また、増幌川に放流した幼魚を採集して体成分を分析したところ、室内実験と同様、大型の幼魚ほど単位重量あたりのカロリー量が高いという結果を得た(隼野ら, 1999)。これらのことから、大型群ではエネルギーの蓄積量が高く、冬季の生残に有利であるものと考えられた。

本章では、秋に放流したサクラマス幼魚の冬季間の生残率は9~17%と推定された。Murphy *et al.* (1984)は過去の研究例をレビューし、サケ科魚類の冬季間の生残率には変動が大きいことを報告している。河川環境が冬季間の生残率を左右する重要な要素であり、具体的には、生息場所の複雑さ(Quinn and Peterson, 1996)、寒さの度合い(Hunt, 1969; Seelbach, 1987)、流速の緩やかな箇所(豊度(Murphy *et al.*, 1984)などを挙げている。河川に生息するサケ科魚類では、秋以降の水温の低下とともに幼魚が河川内での生息場所を変えることが知られている(Chapman, 1966; Bjornn, 1971; Cunjak, 1996)。河畔林が伐採された流れでは夏季には多くの幼魚が生息していても冬季にはその数が極端に少なくなり(Johnson *et al.*, 1986; Murphy *et al.*, 1986)、夏の生息場所近くに越冬に適した場所がない場合には長距離にわたる移動を余儀なくされる幼魚が存在することが報告されている(Peterson, 1982b; Cunjak, 1996)。本章での調査河川である増幌川において、冬季のサクラマスの河川内での分布を調べた別の研究では、サクラマス幼魚は水中の構造物(カバー)や植生の多い区間に高い密度で生息しており(Miyakoshi *et al.*, 2002a)、微生息場所に着目した場合には、水深が深く、流速の遅い箇所を選択的に利用していることが明らかとなった(鈴木ら, 2000b)。サクラマスの秋季幼魚放流では、適切なサイズの種苗を放流することと合わせて、越冬に適した環境の多い場所を放流地点として選択することが重要である。

本章におけるスモルト降河尾数は、第5章と同様に2つのトラップを用いた標識再捕により推定した。第5章のロータリー式スクリーントラップを用いた野生サクラマスの個体数調査では、スモルトの移動速度やトラップの採捕効率が時期的に変動し、そのことがpooled Petersen推定値の偏りの原因となっているものと推定された。放流魚を調査の対象とした本章でも、1997年および1998年の放流群ではpooled Petersen推定値はいずれも偏りを持つ可能性があるものと判断され、

層別Petersen法により推定値を得た。降河移動の時期や再捕率は放流群ごとに異なっており、同一年内でも、層別Petersen法で最終的な推定値を得た各層の結合の仕方は放流群ごとに異なり、また野生魚のそれとも異なっていた。1994~1996年放流群ではpooled Petersen法により推定値が得られたが、これは標識魚の再捕尾数が4~14尾と少なかったために、²検定では有意な結果が得られなかっただけにすぎないものと推測される。以上のことから、標識再捕調査によるサクラマススモルトの個体数推定では、スモルトの生態および行動の特徴からみて、pooled Petersen法により偏りのない推定値を得ることは難しく、層別Petersen法の適用を検討する価値は高いものと考えられる。その場合、適切な採捕手段を選択し、十分なサンプル数を得ることが不可欠と言える。

河川に生息するサクラマス幼魚の個体数推定では2段階抽出の調査を実施した。1次抽出として、河川の調査対象区間から調査定点を抽出し、2次抽出として、各調査定点においてサクラマス幼魚をサンプリングして除去法により生息尾数を推定した。ここでは、河川の調査対象区間を等距離(100 m)の抽出単位に分割し、そこから単純ランダムサンプリングしたものと扱っており、分散は定点間の生息尾数のばらつきと定点内での除去法による分散の和となっている。2年間の調査結果をみると、放流魚、野生魚ともに定点間分散が全分散の大部分を占めており、定点内での除去法による分散よりもサクラマスの生息尾数の定点間のばらつきが相当に大きいことが示された。このことから、精度のよい推定のためには、調査地点数を増やすことが得策と思われる。

本章では、各調査定点においてSeber and Le Cren (1967)が示した2回除去法により生息尾数を推定した。除去法では通常 Zippin(1956)やCarle and Strub(1978)の示した最尤推定量が使用され、これらの推定方法では3回以上の除去回数が必要である。2回除去法は簡便化された方法であり、この方法を用いる場合には、各回の除去により対象個体群に対して大きな割合(60%以上)の個体が採捕されることが望ましいとされる(Cowx, 1983)。しかし、実際には採捕効率が低い場合もあり、2回除去法では推定値が得られない場合もみられた。このような場合、本章では1回除去法(Seber and Le Cren, 1967)を用いた。1回除去法では、別の個体群に対する除去率のデータを用いるが、適切な除去率が用いられなければ推定値は偏りを持つこと

になる。除去率は生息場所の物理環境や魚種、生息密度などに影響されることが報告されており (Riley *et al.*, 1993; Kruse *et al.*, 1998; Peterson *et al.*, 2004; Speas *et al.*, 2004), 実際の使用の際には十分な検討が必要であろう。また, 1回除去法では2回除去法と比べ推定精度も著しく低下する (Seber and Le Cren, 1967) このような短所はあるにせよ, 1回除去による採捕尾数が個体群の大きさを計る指標となり得ることが示されており (Lobón-Cerviá and Utrilla, 1993; Jones and Stockwell, 1995; Kruse *et al.*, 1998), 最近では, 各調査定点では除去回数の少ない簡便なサンプリング方法を行い, 広い調査範囲に生息する魚の個体数を効率良く推定する方法が研究されている (Mitro and Zale, 2000; Wyatt, 2002)。精度のよい個体数推定のためには, 実際の河川における調査定点数と各定点での生息密度の推定方法についての十分な検討が必要と言える。

第7章 総合討論

本研究ではサクラマスの放流効果の評価および資源評価を目的とし, 市場調査における放流魚の水揚げ尾数, 遊漁船による釣獲尾数, 河川でのスマルト降河尾数, 幼魚の冬季間の生残率を推定した。本章では, これらの評価方法に関する問題点および今後の課題について整理する。さらに, 本研究で明らかにしたサクラマスの増殖技術の現状を踏まえた上で, 種苗放流を含むサクラマスの資源増殖上の問題点と今後の展望について述べる。

7.1 サクラマスの放流効果および資源の評価に関する今後の課題

放流魚の水揚げ尾数および遊漁船による釣獲尾数の推定

本研究ではまず, 北海道でのサクラマスの主な生産地を対象地域として2段抽出の市場調査を実施し, 沿岸漁業による標識魚の回収尾数を推定し, サクラマスの放流効果の評価した。サクラマス漁業資源の増大を目的として試験放流および増殖事業が行われてきたが, 海岸線延長約2,000 kmの広範囲に及ぶ標識魚の水揚げ調査が継続的に実施されたのは初めての事例と言える。

広い海域を回遊するサケ・マスの放流効果調査では一般に大きな調査労力が要求され (Worlund *et al.*, 1969), 地域間の組織化された調査体制も必要である

(Johnson, 1990)。最近では統計学的に研究された調査方法が提案され (Kitada *et al.*, 1992; Bernard *et al.*, 1998), 効率の良い調査が可能となりつつある。本研究では, 単純ランダムサンプリングを基本とする2段抽出の調査方法 (Kitada *et al.*, 1992) を用いることにより, 広い調査範囲における市場調査を効率的に実施することが可能となるとともに, 推定誤差の評価も可能となった。過去のサクラマスの放流効果調査では推定誤差を示した事例はみられないが, 調査での抽出単位などは本研究と同じものも少なくない。しかし, 放流魚の生物学的データ (体長, 体重など) を数多く得るために, 水揚げ尾数の多い時期や日に調査日が偏ることがしばしば見受けられ, また, 抽出単位がはっきりしない場合が多い。水揚げ尾数の調査では抽出単位を意識したサンプリングを行うことが重要である (北田, 2001)。サザエの放流効果調査において, 1次抽出単位を水揚げ日, 2次抽出単位を籠とした事例 (岡部, 1995) や, クルマエビの放流効果調査において, 1次抽出単位を漁船, 2次抽出単位を水揚げ日とした事例 (山口ら, 2003) もみられるように, 現場の状況に応じて抽出単位を定めることが重要である。さらに, 得られた調査データから調査計画を検討することにより, 効率的な市場調査を実施することが可能となる (Miyakoshi *et al.*, 2001a; 山口ら, 2003)。サクラマスの水揚げ尾数の推定にあたっては市場の層別が推定精度の向上に有効であった。層別方法についても対象種の生態や水揚げの実態に合わせて個別に検討することが不可欠である。

サクラマスの市場調査では, 一つの市場での日毎の水揚げ尾数が多くても数百尾程度で, 日毎の全数調査が可能であったため, 2段抽出のサンプリングで対応することができた。日毎の全数調査が困難な場合は3段抽出の調査方法も利用できる (北田, 1999; 北田, 2001)。3段抽出の場合には, 調査日の標本抽出率がわかることが条件となり, 水揚げの一部をランダムに抽出する方法を検討することが必要である。

サクラマスの放流技術を向上させるためには, 今後も放流効果の調査事例をさらに蓄積する必要がある。調査事例を長期間にわたり蓄積する上では, 労力の大きな調査を継続することは困難なことが予想されるため, 詳細な調査データに基づき簡便なモニタリング方法を検討することも必要であろう。また, 本研究では第3章において, スマルトの放流サイズと回収率の関係を検討したが, サイズ以外の要因 (放流場所, 放流

時期、成長率、飼育密度、海洋環境など)の影響については今後の検討課題と言える。

遊漁によるサクラマスの釣獲尾数の調査においても、サンプリング理論に基づく調査方法が有効である。第4章で示した遊漁船による釣獲尾数の調査では、遊漁船を抽出単位、1隻1日あたりの釣獲尾数を要素とする1段クラスターサンプリングを行った。北田(1993)は遊漁船による釣獲尾数の推定のためのサンプリング方法を幾通りか示しており、実際に利用できるデータの種類によりいずれかのサンプリング方法を選択することができる。安藤ら(2002)は2段抽出の調査方法を応用して、サクラマス幼魚を釣りに訪れた遊漁者数を推定している。国内では遊漁に関する統計が整備されていない場合が多いので、現場の状況に応じて抽出単位を工夫することが重要である。海外では遊漁釣獲量の推定方法が盛んに研究されており(Guthrie *et al.*, 1991; Pollock *et al.*, 1994)、現場の状況に応じた調査方法の創意工夫が必要であることが述べられている(Pollock *et al.*, 1994)。サクラマスは様々な発育段階で遊漁の対象となっており、遊漁による釣獲尾数の把握のため、調査方法および調査事例の今後の蓄積が必要である。

サクラマス放流魚の漁業による水揚げ尾数や遊漁による釣獲尾数の調査における問題点として、放流魚の標識方法が挙げられる。現在は鰭切除による標識が最も広く使用されているが、複数の孵化場で生産された放流魚の標識部位の重複、鰭の再生とそれに伴う標識の見落とし(Guy *et al.*, 1996; 田子, 1997)、鰭切除による標識個体の生残率の低下(Vincent-Lang, 1993)など問題点も多い。放流効果の正確な評価のため標識方法の研究が盛んに行われており(Guy *et al.*, 1996)、サクラマスについても標識技術の向上が強く望まれる。

河川におけるサクラマス個体数の推定方法

本研究では第5章および第6章において、スモルトの降河尾数および河川内での幼魚の生息尾数の推定方法を検討し、秋季に放流したサクラマス幼魚の降海までの生残率を推定した。

スモルトの個体数推定にあたっては、2つのトラップを用いた標識再捕調査を実施した。数週間にわたり標識および再捕を繰り返し、それらのデータをすべて合計したpooled Petersen法とデータを週ごとに層別した層別Petersen法(Maximum Likelihood Darroch法)を比較し、通常最もよく使用されるpooled Petersen法の

妥当性を評価した。降河時期の間にスモルトの移動速度は徐々に変化し、スモルト採捕に用いたロータリー式スクリーンタイプの採捕効率も河川流量の変動に伴って時期ごとに変動した。これらのことが原因となり、スモルトの獲られ易さは時期ごとに異なり、pooled Petersen法の前提となる仮定が満たされない結果となった。一方、層別Petersen法では層間での獲られ易さの違いは許されるため、本研究でのサクラマススモルトの個体数推定においては層別Petersen法を採用した。他のサケ科魚類を対象とした研究においても、スモルト採捕におけるトラップの採捕効率が時期的に変動することが報告されている(Dempson and Stansbury, 1991; Schwarz and Dempson, 1994; Thedinga *et al.*, 1994; Plante *et al.*, 1998)。また、スモルトは群れ行動を示すことが報告されており(小池・塚本, 1994; Hvidsten *et al.*, 1995)、野外でのスモルト採集ではランダムなデータが得られにくいことが予想される(Mäntyniemi and Romakkaniemi, 2002)。これらのことから、降河移動するサクラマスのスモルトでは、移動時期を通じて獲られ易さが同じであるとの仮定を満たすことは難しいものと推測される。

ランダムなデータを得られないことは、推定値の偏りばかりでなく、分散の評価にも影響する。対象生物が群れ行動をしたり、パッチ状に分布する場合にはランダムなサンプルが得にくく、データが大きくばらついて、適用するモデルでの通常の分散の範囲を超える過分散(over-dispersion)となりやすい。(Burnham and Anderson, 1998)。過分散となると分散が過小に評価される。北田ら(2001)は、水槽内での標識再捕実験においても過分散となったことを述べた上で、移動が大きく群行動をする魚類を対象とした野外調査ではデータのばらつきが大きいことを予想し、Petersen法の実用性に疑問を投げかけている。前述のようにスモルトを対象とした標識再捕調査ではランダムなデータが得にくく、過分散となって、pooled Petersen法では分散を過小に評価してしまう可能性が高いものと考えられる。層別Petersen法について述べた論文の中では過分散についての明確な記述はみられないが、Plante *et al.*(1998)は時期ごとの採捕効率が変動した調査データを解析した結果、pooled Petersen法では分散が過小に推定されたことを述べている。

最近では、スモルトの生態を考慮し、より適切な個体数推定を可能とする調査方法が理論面および実用面の双方から研究されている(Schwarz and Dempson,

1994; Carlson *et al.*, 1998; Plante *et al.*, 1998; Newcomb and Coon, 2001; Mäntyniemi and Romakkaniemi, 2002; Rivot and Prévost, 2002)。本研究では標識再捕データを週単位でまとめた上で層別Petersen法を適用するにとどまったが、十分なサンプル数が得られ、密度の濃いデータが得られた場合には日毎のスモルト降河尾数など、さらに詳細な解析が可能である。

Petersen法によるスモルトの個体数推定ではサンプル数が不十分で推定精度が低い場合が多い、という問題点が以前から指摘されてきた (Power, 1985)。標識再捕による調査では、標本数が推定精度に強く影響することが知られており (Robson and Reiger, 1964)、野外調査において十分なサンプル数が得られることが必要である。また、第6章に示したように、標本数が少ない場合には層別Petersen法を用いることも不可能である。欧米では、サケ科魚類のスモルト定量調査のため様々な採捕方法が試みられ (Conlin and Tutty, 1979; McMenemy and Kynard, 1988; Kennen *et al.*, 1994; Thedinga *et al.*, 1994; Todd, 1994 など) 実際の調査事例も数多い。一方、北海道におけるスモルト調査では、流れの緩やかな淵を定点として投網を用いて採捕を行い、スモルトの出現時期やサイズなどを調べた事例がほとんどであり (小林ら, 1988; 杉若, 1991; 小山・永田, 1995)、その定量性についてはほとんど検証されなかった。北海道では急峻な河川が多いことに加えて、サクラマス降海時期は融雪による増水の時期と重なる場合が多いため、流量変動の大きな河川では降河時期を通じてスモルトを採捕することが困難な場合も多く、このことが調査上の大きな障害となっているものと思われる。本研究では、ロータリー式スクリュートラップを使用することにより、降河移動時期を通じてスモルトを連続的に採集した。スクリュートラップはスモルトの採捕に有効であるが、採捕効率は河川の規模、設置場所、回転数に左右され、魚種や魚のサイズなどにより異なることも報告されている (Thedinga *et al.*, 1994)。サクラマススモルトの調査に用いる場合にも調査河川やサクラマスの生態に合わせた運用の工夫が必要である。事実、本研究での増幌川における5年間の調査においても、スクリュートラップの設置箇所など検討を重ねた結果、1996年には6%台であった採捕効率 (宮腰ら, 2001e) が1999年には20%台に向上した。このように、サクラマススモルトの個体数を精度よく推定するためには、調査場所における効果的な採捕方法の検討を十分に行うことが不可欠と言える。

河川に生息するサクラマスの生息尾数の推定では、2段階抽出の調査を実施した。1次抽出として、河川の調査対象区間を等距離 (100 m) の抽出単位に分割した上で調査区間を単純ランダムサンプリングしたものとし、2次抽出として、各調査地点においてサクラマス幼魚をサンプリングして除去法により生息尾数を推定した。2年間の調査結果をみると、放流魚、野生魚ともに定点間分散が全分散の大部分を占めており、定点内での除去法による分散よりもサクラマスの生息尾数の定点間のばらつきが相当に大きいことが示された。このことから、精度のよい推定のためには調査地点数を増やすことが有効と考えられる。ただし、分散の推定に用いた (6.2) 式では、定点間分散を推定する際に各定点での生息尾数の推定値を用いており、定点間分散の中に、各定点での生息尾数を推定する際の定点内分散が含まれている。そのため (6.2) 式では定点間分散を過大に評価しているものと考えられる。市場調査による水揚げ尾数の推定で用いた (2.4) 式では、2段階サンプリングにおける不偏推定量が導かれている (Kitada *et al.*, 1992; 北田, 2001)。サンプリング調査による河川での魚類の生息尾数推定においても、偏りのない推定量を導くことが今後の課題であろう。

本研究ではSeber and Le Cren (1967) が示した2回除去法あるいは1回除去法により各定点での生息尾数を推定した。河川で除去法を適用する場合は、3回以上の採捕を行い Zippin (1956) や Carle and Strub (1978) の示した最尤推定量を使用するのが一般的であり、除去回数が少なくなるほど推定値の正確さや推定精度が低下する。このような短所はあるにせよ、河川のように限られた水面での調査においては、1回の除去による採集尾数が個体群の大きさを計る指標となり得ることが示されているため (Lobón-Cerviá and Utrilla, 1993; Jones and Stockwell, 1995; Kruse *et al.*, 1998)、最近では、各地点では除去回数少ない簡便なサンプリング方法を行い、広い調査範囲の生息尾数を効率的に推定する方法が検討されている (Mitro and Zale, 2000; Wyatt, 2002)。

本研究では抽出単位を延長100 mの区間としたが、抽出単位をどのように設定するかについても検討の必要がある。サクラマスが多く生息する上流域では河川沿いに林道が整備されていない場合も多く、そのような場所では多くの調査定点を設けることは困難である。調査場所の立地条件、河川規模、地点間の生息密度の違い、調査にかけることのできる労力など、実際の条

件に応じて定点数や定点内での生息尾数の推定方法を検討する必要がある。河川内でのサクラマスの生息尾数の推定方法に関する研究は非常に少なく、今後の課題と言える。

7.2 サクラマス資源増殖における問題点と今後の展望

本研究ではサクラマスの放流効果および資源の評価方法を検討し、現在の北海道におけるサクラマスの放流効果を明らかにした。ここでは、今後サクラマス資源の維持、増大を図る上で、種苗放流を含めた資源管理が抱えている課題と将来方向について議論する。最近では、栽培漁業の成果を考える上で、放流効果を評価することの重要性が強く認識されるとともに、種苗放流の経済的損益が問われるようになった (Moksness and Støle, 1997; Hilborn, 1998; Kitada, 1999; Knapp, 1999)。北田 (2001) は栽培漁業の経済損益を解析した結果、放流事業の経済性は種苗の単価、回収率、水揚げ金額で決まるので、種苗が安価に生産でき、生残率が高く、大きく成長し、単価が高い魚種であることが栽培漁業に適した魚種の条件であるとしている。これらのことをサクラマスのスマルト放流について考えると、放流後半年から1年後には大きく成長して漁獲の対象となることから、これは栽培漁業によって有利な特徴と言える。その一方、飼育期間が1年以上に及び、生産経費が高くなるという短所も併せ持つ。スマルト放流の現時点での経済回収率を見る限り、水揚げ金額が種苗の生産コストをわずかに上回る程度であり (Table 7)、スマルト放流が事業として成立するには十分な水準に達しているとは言い難い。今後も放流技術の開発を継続し回収率を高める努力がさらに必要と考えられ、同時に、飼育経費を下げる努力も必要となるであろう。スマルト放流では平均30 gを超える大型種苗の回収率が高いことが明らかとなったことから、大型スマルトの養成が関係機関に周知されるようになり、最近では回収率も概ね3%以上で安定しつつある。サクラマスの放流効果の調査事例が蓄積されるのと同時に、種苗性の評価および改善に向けた調査研究の取り組みの重要性が強く認識されており、研究成果も蓄積されつつある (三坂ら, 2002; 水野ら, 2002)。

サクラマスの増殖方策について、真山 (1992) は天然資源の繁殖保護、河川の生産力を有効利用する稚魚および幼魚放流、河川の生産力に依存しないスマルト

放流を河川環境に応じて組み合わせることが必要であると述べている。この結論は妥当なものであると思われるが、実際に、ある河川にどの放流方法でどれくらいの数量の放流を実施するかについて客観的な判断を下すのは容易ではない。実際の増殖の現場において、限られた飼育施設からの放流数を最大にする方策として、飼育可能な数量の稚魚を生産し、同年秋あるいは翌年春まで飼育可能な数量を残して、その他の稚魚を放流するという形態の増殖事業が行われる。速やかな資源の回復を図る上では、回収率が高いスマルト放流は効果的であると言えるが、経済効率は高くない。従って、回収率は低いものの、大量の種苗生産が可能であり、種苗単価が安く、経済的な効率の高い稚魚放流を最大限に活用することが種苗放流によるサクラマス増殖を進める上で重要な要素であると思われる。稚魚放流では、河川の収容力、放流数、種苗の質、遊漁など放流効果を左右する要因が複雑であり、異なる河川環境に放流した稚魚の放流効果がどの程度ばらつくのか十分に検証されていない。稚魚放流の効果が現れにくい原因として、治水事業や流域開発などのため、サクラマス稚魚の生息場所である河川環境が悪化していることが以前から指摘されている。最近ではサクラマス稚魚の各発育段階での生息環境が詳しく調べられ (Inoue *et al.*, 1997; 鈴木ら, 2000b; Miyakoshi *et al.*, 2002a; Nagata, 2002など)、さらに、サクラマスの生息環境の再生に向けた実験も試みられるようになった (Nagata *et al.*, 2002; 柳井ら, 2004)。しかし、水産増殖の立場からの主張だけでは不十分であり、土木、農業、林業など流域利用と環境保全に関係する分野との一層の連携を図ることがサクラマス増殖の観点からも不可欠と言える (永田・山本, 2004)。

本研究における北海道の広い範囲での市場調査から、サクラマスは沿岸沿いに回遊し、放流されたサクラマスは放流河川の近隣の市場に限らず、広い海域で沿岸漁業の対象となることが明らかとなった。このような漁獲の実態を理解した上で、自治体や増殖関連団体が地域間で連携してサクラマスの増殖および資源管理を進める体制作りを構築することが必要と考えられる。また、様々な発育段階で遊漁の対象となっていることもサクラマスの資源管理を複雑にしている。沿岸や海浜での遊漁によるサクラマスの釣獲尾数は十分に把握されていない。最近では遊漁の人気も高くなり、釣獲技術の向上も目覚ましい。これまでサクラマスの増殖を図る際には漁獲量の増産が目標とされ、遊漁は減耗要

因の一つとして扱われるにすぎなかったが、遊漁もサクラマス資源に対する一つの利用形態であり、その位置付けを見直す必要があるように思われる。国内でも栽培漁業対象種では遊漁者からの増殖経費負担が検討されるようになった(北田, 2001)。北海道のサクラマスでもライセンス制度が施行され、徐々にその地域が拡大されつつある。漁業と遊漁による資源利用の実態を把握した上で、漁業者と遊漁者が持続的な資源利用に関する共通の認識を持てるよう、効果的な増殖体制および遊漁に関する制度化について検討してゆく必要があるものと思われる。

また、本研究での市場調査により、沿岸漁獲の多くは野生資源により支えられていることが明らかになった。しかしながら、親魚の遡上尾数など野生サクラマスの資源量に関する情報は非常に少ない。親魚の遡上尾数を調査した例としては、北海道さけ・ますふ化場(1969)が428河川への遡上尾数を聞き取りなどにより調べた報告がある程度である。それ以後は、採卵用親魚の捕獲尾数のデータがあるが、増水時には河川水が捕獲装置を越流して捕獲ができなくなったり、努力量が必ずしも一定していない場合もみられ、この捕獲尾数を資源量の指標として扱えない場合も多い。遡上尾数の推定方法についても最近わずかに検討されている程度であり(Miyakoshi and Kudo, 1999; Miyakoshi *et al.*, 2003b)、親魚の遡上尾数やその推定方法に関する知見は極めて乏しいと言わざるを得ない。サクラマスの漁獲量の減少原因としては、ダムなど河川工作物の建設による生息場所の縮小(田子, 1999)、流域開発に伴う河川環境の悪化、遊漁による釣獲量の増加などが挙げられることが多いが、野生魚の産卵親魚数は把握されておらず、野生魚に対する漁獲強度なども明らかにされていない。親魚の遡上尾数など野生サクラマスの資源量を把握した上で、資源の減少要因を偏りなく検討することが必要と思われる。

近年、生物多様性の保全の観点から、種苗放流の生態系に対する影響が懸念されるようになり(Lichatowich and McIntyre, 1987; Waples, 1991; Levin *et al.*, 2001)種苗放流に対する否定的な議論もしばしばみられるようになった(Hilborn, 1992; National Research Council, 1996)。北田(2001)は天然資源の保全の観点から、栽培漁業に対する危惧として、1)天然資源に対する病気の伝播、2)天然資源の置き換え、3)天然資源に対する乱獲、4)天然資源への遺伝的影響、を挙げている。サクラマスでもこれらのことに配慮した種苗放流の取り組みが求

められる。サクラマスは強い母川回帰性を持ち、河川集団間の遺伝的独立性が強いことが報告されており(鈴木ら, 2000a)、サクラマスの種苗放流では多くの河川集団を保持することが望ましい。このことは、効率良く大量の種苗を生産することを目標とする増殖事業においては難しい課題であり、実際には、物理的、経済的な理由から多くの系群の種苗を生産することは難しく、いくつかの河川系群の池産系サクラマスを継代飼育することにより種卵を安定的に確保し、入手可能な種卵の中で地理的に近隣の河川系群の種苗を用いているのが現状である。最近では、放流魚の種苗性に注意が払われるようになり、継代飼育されたサクラマスの行動や遺伝的多様性のモニタリング調査が行われている(永田・山本, 2004)。さらに、生物多様性保全のため種苗放流を実施せず自然産卵により資源を維持する河川、漁業資源維持のため種苗放流を積極的に実施する河川、遊漁や観光など多目的に使用する河川など、河川を区分して管理することが提案され(帰山, 1999)、実際の取り組みも徐々に進められるようになった(永田・山本, 2004)。これまで、サクラマスの種苗放流の主な目的は広い地域における漁獲量の増大に置かれてきたが、資源増殖に関連する試験研究で得られたサクラマスの生態や増殖方法に関する数々の知見は、これからの本種の個体群の維持、回復に向けた取り組みにも大いに貢献できるものと考えられる。漁業あるいは遊漁資源の増大、固有系群の維持、生息環境の悪化により減衰した資源の回復など、目的に応じた種苗放流の在り方について今後議論を深める必要があるものと思われる。

来遊資源のほとんどが人工孵化放流に支えられているサケ(Kaeriyama, 1999)とは異なり、北海道西岸での市場調査では、水揚げされたサクラマスに占める標識魚の混獲率は1割に満たず、北海道におけるサクラマスの種苗放流の規模および放流技術は、漸減傾向にある漁獲量を回復させる水準には達していない。ただし、現時点でも種苗放流が漁業に大きく貢献している地域もあり、漁業者や遊漁者からのサクラマスの種苗放流に対する期待は依然として大きい。一方、サクラマスでは野生資源も多く残っていることから、今後の資源増殖を進める上では種苗放流に限らず、様々な増殖手法を検討する余地がある。種苗放流の生態系への影響を懸念する議論が高まっており、種苗放流の是非を問われる機会がさらに増えるものと思われる。今後は無秩序な種苗のばらまきは避けるべきであり、種苗

放流にあたって実施機関はより責任ある対応が要求されるであろう(Blankenship and Leber, 1995; Waples and Drake, 2004)。否定的な議論が目立つ一方、資源増殖や回復を進める上で種苗放流は重要な役割を果たすことも事実であり(Brannon *et al.*, 2004)、生態系への影響や種苗放流の在り方や是非についての議論に際しても、放流魚の生残率が把握され、経費と利益も含めて放流効果が客観的に評価された上で(Smoker and Linley, 1997; Hilborn, 1998)、偏りない議論がなされることが重要である。その観点から、サクラマスに関する放流効果の評価はまだ十分とは言えず、評価方法に関する研究のさらなる進展と調査事例の蓄積が望まれる。

要 約

北海道におけるサクラマス*Oncorhynchus masou*の放流効果を評価し、望ましい増殖方法について指針を示すことを目的に、市場での水揚げ尾数、沿岸での遊漁船による釣獲尾数、河川内でのサクラマスの生残率を調べた。これらの調査では、サンプリング理論に基づく調査方法や標識再捕による個体数の推定方法を応用し、サクラマスの生態を考慮した放流効果および資源の評価方法を検討した。得られた調査結果から、種苗放流を含むサクラマスの資源増殖の問題点と今後の展望を述べる。

1. 北海道におけるサクラマスの生活史と資源増殖の取り組み

北太平洋のアジア側にもみ分布しているサクラマスは、北日本における冬から春にかけての重要な漁業資源の一つとなっている。北海道ではサクラマスの資源増殖を目的とした種苗放流が実施されているが、近年も北海道沿岸におけるサクラマスの漁獲量は減少傾向が続いている。サクラマスの種苗放流の歴史はサケ*Oncorhynchus keta*と同様に100年以上の歴史を持つが、長い間、無給餌の稚魚放流が続けられ、目立った放流効果はみられなかった。1960年代以降、サクラマスの生態が詳しく調べられ、それらの調査結果に基づいて放流技術の開発が進められた。1980年代以降はスマルト(降海型幼魚)など大型幼魚の放流技術が検討され、試験放流では有効な増殖手法となる可能性が示されている。本章では、北海道におけるサクラマスの生活史や生物学的特徴を概説し、増殖事業のこれまでの

経過と最近の取り組みを整理した。

2. 市場調査によるサクラマス放流効果の推定

サクラマスの種苗放流効果を検証するために試験放流が実施されてきたが、放流効果調査は放流河川とその近隣の市場に限られており、沿岸に沿って広い範囲を回遊するサクラマスの放流効果が十分に評価されるまでには至らなかった。1994年以降、北海道でのサクラマスの主な水揚げ地域において、市場を1次抽出単位、水揚げ日を2次抽出単位とする2段抽出の市場調査を実施し、沿岸漁業による標識魚の回収率および経済回収率(種苗生産コストに対する水揚げ金額の比)の推定を試みた。日本海側から放流されたサクラマスは放流翌冬から春にかけて、季節ごとに水揚げ場所を変えながら各地で漁業の対象となっていることが明らかとなった。冬には津軽海峡や太平洋側での水揚げが多く、春以降には放流場所周辺での水揚げ尾数が多くなった。標識魚の沿岸漁業による回収率(括弧内は標準誤差)は稚魚放流では0.22 (0.08) ~ 0.54 (0.09) %、スマルト放流では0.18 (0.06) ~ 4.05 (0.88) %と推定された。スマルト放流では高い回収率が得られた事例もみられたが、ばらつきが大きく、回収率の向上と安定化が必要であると考えられた。稚魚放流では回収率は低いものの、ばらつきは小さく、種苗生産コストが安いこともあり経済回収率はスマルト放流より高い結果となった。水揚げ尾数の推定の際には、市場の層別が推定精度の向上に有効であった。また、市場間分散が市場内(日間)分散よりも大きく、調査市場数を増やすことが推定精度の向上に有効であると考えられた。

3. スマルトの放流サイズと放流効果の関係

北海道西岸における市場調査で得られた結果を用い、放流時のサクラマススマルトのサイズと沿岸漁業による回収率の関係を調べた。スマルトの平均体重のデータと回収率の推定値および分散を7つの回帰モデルに適用し、最尤法を用いてパラメータを推定した。モデルの妥当性はAICの大小で判定した。スマルトサイズが20 g台から30 gに大型化するにつれて、沿岸漁業による回収率が高くなる傾向がみられたが、35 gを超えるサイズでは顕著な回収率の向上はみられなかった。スマルトサイズと回収率の関係を表す式としてはロジスティック曲線が最も小さなAICを示し、最も妥当性の高いモデルと考えられた。

4. 遊漁船によるサクラマス釣獲尾数の推定

近年、栽培漁業の放流効果が明らかとなる一方で、種苗放流の対象魚種が遊漁者により数多く釣獲されている実態が徐々に明らかにされるようになった。サクラマスでも沿岸での遊漁が新聞、雑誌などで取り上げられることが多くなったが、遊漁に関する統計は整備されておらず、遊漁による釣獲尾数は把握されていない。1998年および1999年の12月から翌年3月、北海道太平洋側の胆振沿岸において、遊漁船によるサクラマスの釣獲尾数を調べた。標本抽出は1段のクラスターサンプリングとし、標本船のすべての出漁日における遊漁者数と釣獲尾数を記録した。遊漁者1人1日あたりの釣獲尾数は約4尾で、1日あたりの釣獲尾数が5尾以下の遊漁者が全体の7割以上を占めた。釣獲尾数のピークは1月下旬から2月上旬にかけてみられた。同海域におけるサクラマスの釣獲尾数（括弧内は標準誤差）は1999年には66,844(11,685)尾、2000年には57,454(6,559)尾と推定された。これは北海道沿岸での漁業による年間漁獲尾数の12～13%に相当し、サクラマスの資源管理や放流効果の評価において、遊漁による釣獲尾数の把握が重要であることが示唆された。

5. 標識再捕によるスモルト降河尾数の推定

サクラマスのように長い河川生活期を持つサケ科魚類では、河川での最終発育段階であるスモルトの降河尾数を定量的に調べることににより、放流された稚幼魚の生残率を評価したり、野生魚の資源量を把握することができる。1998年および1999年の5～7月、北海道北部を流れる増幌川において、2つのトラップを用いて標識再捕によりサクラマススモルトの個体数の推定を試みた。調査期間中を通じて2つのトラップを連続的に稼働させ、標識と再捕を繰り返した。標識と再捕データをすべて合計して計算するpooled Petersen法とデータを週ごとに層別した層別Petersen法（ML Darroch法）によりスモルトの降河尾数を推定した。層別Petersen法ではpooled Petersen法と比べ、1998年は30%、1999年は16%大きな推定値となった。一方、変動係数は両年とも層別Petersen法よりもpooled Petersen法のほうが小さく、推定精度は高かった。しかし、標識魚の時期ごとの再捕率や、標識魚と未標識魚の採捕尾数の比率の一樣性を検定した結果、pooled Petersen推定値は偏りを持つ可能性があるものと判断され、層別Petersen法がより適切な推定値を与えるものと考えられた。スモルトの移動速度が時期的に変化し、トラッ

プの採捕効率も河川流量の変動に伴って時期的に変動した。これらのことが個体の獲られ易さの不均一さの原因となり、pooled Petersen推定値の偏りを招いたものと考えられた。

6. 秋季に河川放流したサクラマス幼魚の生残率の推定

河川での遊漁による減耗を最小限にするため、遊漁のシーズンが終わりに近づいた秋季にサクラマス幼魚を放流する秋季幼魚放流が実施されている。1994～1998年の10月、ふ化場で飼育したサクラマス幼魚（平均体重の範囲：4.1～13.9 g）を北海道北部の増幌川に放流し、冬季間の生残率と放流翌春のスモルト降河尾数を調査した。スモルト降河尾数は2つのトラップを用いた標識再捕により推定した。スモルトの降河移動が終わった7月には、調査河川から数箇所の定点を抽出した後、各定点において2回採捕の除去法を行い、スモルト化せず河川に残留している放流魚の個体数を推定した。スモルトと河川残留魚の個体数の合計を冬季間の生残個体数とした。放流翌年にスモルト化した幼魚の割合（括弧内は標準誤差）は2.2(1.7)～15.7(2.2)%と推定され、放流時の平均体重と翌春のスモルト化率の間には正の相関がみられた。また、放流サイズと冬季間の生残率の間にも正の相関がみられた。漁業資源の増殖の観点からみると、放流翌年に多くのスモルトを降河させることが効果的であり、秋季幼魚放流では大型幼魚の放流の効果が高いものと考えられた。

7. 総合討論

サクラマスの放流効果と資源評価について議論した。市場調査による水揚げ尾数の推定では単純ランダムサンプリングを基本とした2段抽出の調査方法を用いることにより、広い範囲の調査を効率よく実施することが可能であった。単純ランダムサンプリングに基づく調査方法は、統計の整備されていない遊漁による釣獲尾数の推定にも有効であった。精度のよい推定のためには、対象魚種の生態や水揚げ実態に合わせた調査計画と市場の層別の検討が必要であり、現場の状況に応じた調査方法の創意工夫が重要であることを述べた。河川でのスモルト降河尾数の推定については、層別Petersen法の有効性を指摘するとともに、効率的な採捕方法の工夫が重要であることを述べた。また、河川に生息するサクラマスの個体数の推定方法についても、

定点数の設定や定点内での除去法による推定方法について論じた。最後に、種苗放流による生態系への影響が懸念されていることに触れ、本論文で明らかにしたサクラマスの増殖技術の現状を踏まえた上で、今後のサクラマスの資源評価および増殖の取り組みについての展望を述べた。

謝 辞

本論文をとりまとめるにあたり、懇切なご指導とご校閲を賜った東京大学海洋研究所資源解析分野の白木原國雄教授に深く感謝申し上げます。同じくご校閲と有益なご助言を賜った東京大学海洋研究所資源生態分野の渡邊良朗教授、東京大学大学院農学生命科学研究科の青木一郎教授ならびに山川 卓助教授に深く感謝申し上げます。東京海洋大学海洋科学部の北田修一教授には、放流効果の評価方法について懇切なご指導を賜るとともに、本論文のとりまとめにあたりご校閲を賜りました。深く感謝申し上げます。

本論文の各章の研究は、いずれも北海道立水産孵化場の研究者の方々との共同研究として行われました。北海道立水産孵化場さけます資源部計画管理室長の永田光博博士にはサクラマス研究を通じて終始懇切なご指導を賜りました。北海道立水産孵化場長の岡田鳳二博士、北海道庁水産林務部水産振興課参事の小島 博氏、北海道立水産孵化場内水面資源部長の今田和史氏、同さけます資源部長の河村 博氏、同道東支場長の杉若圭一氏、同道東支場次長の竹内勝巳氏には数多くの研究の機会を与您いただきました。隼野寛史氏、藤原 真氏、安藤大成氏、青山智哉氏、小山達也氏、鷹見達也氏をはじめ、北海道立水産孵化場の多くの研究職員の方々には、共同研究を通じて数多くの議論の機会を賜りました。Pacific Biological Station (Canada)のJames R. Irvine博士にはサケ・マスの資源評価について懇切なご指導を賜りました。

市場での標識魚の水揚げ調査や種苗放流において、北海道立水産孵化場、北海道庁水産林務部、支庁水産課、水産技術普及指導所、北海道内の各漁業協同組合、留萌管内さけ・ます増殖事業協会、後志管内さくらます資源対策協議会、日本海さけ・ます増殖事業協会、乙部町および初山別村をはじめ各町村役場、函館魚市場、室蘭魚市場の職員の皆様にはご理解とご協力を賜りました。遊漁船を対象とした調査では胆振遊漁船業組合、苫小牧漁業協同組合および鶴川漁業協同組合、

北海道庁水産林務部漁業管理課の職員の皆様にご協力いただきました。以上の方々に厚く御礼申し上げます。

本論文に使用した図表の一部はFisheries Science, 日本水産学会誌, North American Journal of Fisheries Managementにおいてすでに出版されていたものです。複製を許可していただきました日本水産学会, アメリカ水産学会, Blackwell Publishingに感謝いたします。

文 献

- 安藤大成・宮腰靖之・竹内勝巳・永田光博・佐藤孝弘・柳井清治・北田修一 (2002). 都市近郊の河川におけるサクラマス幼魚の遊漁による釣獲尾数の推定. 日本水産学会誌, **68**, 52 - 60.
- 安藤大成・宮腰靖之 (2003). 河川下流域に放流されたサクラマスモルトの遊漁による釣獲尾数の推定. 北海道立水産孵化場研究報告, **57**, 49 - 53.
- Ando, D., Nagata, M., Kitamura, T., and Shinriki, Y. (2004). Evaluation of loss rate of coded-wire tags implanted into adipose eye tissue of masu salmon *Oncorhynchus masou* and effect on growth of tagged salmon. *Fisheries Science*, **70**, 524 - 526.
- Ando, D., Miyamoto, M., Kasugai, K., Miyakoshi, Y., and Nagata, M. (2005). Seasonal distribution of yearling masu salmon released from the Sea of Japan side of southwestern Hokkaido, Japan. *North American Journal of Fisheries Management*, **25**, 22 - 37.
- 新谷康二 (1982). 池中養殖サクラマスによる種卵生産事業の現況. 魚と水, **20**, 1 - 7.
- Arnason, A. N., Kirby, C. W., Schwarz, C. J., and Irvine, J. R. (1996). Computer analysis of data from stratified mark-recovery experiments for estimation of salmon escapements and other populations. *Canadian Technical Report of Fisheries and Aquatic Sciences*, No. 2106, 1 - 37.
- Beckman, B. R., Dickhoff, W. W., Zaugg, W. S., Sharpe, C., Hirtzel, S., Schrock, R., Larsen, D. A., Ewing, R. D., Palmisano, A., Schreck, C. B., and Mahnken, C. V. W. (1999). Growth, smoltification, and smolt-to-adult return of spring chinook salmon from hatcheries on the Deschutes River, Oregon. *Transactions of the American Fisheries Society*, **128**, 1125 - 1150.
- Bernard, D. R., Marshall, R. P., and Clark, J. E. (1998).

- Planning programs to estimate salmon harvest with coded-wire tags. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **55**, 1983 - 1995.
- Bilton, H. T., Alderdice, D. F., and Schnute, J. T. (1982). Influence of time and size at release of juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) on returns at maturity. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **39**, 426 - 447.
- Bjornn, T. C. (1971). Trout and salmon movements in two Idaho streams as related to temperature, food, stream flow, cover, and population density. *Transactions of the American Fisheries Society*, **100**, 423 - 438.
- Blankenship, H. L. and Leber, K. M. (1995). A responsible approach to marine stock enhancement. *American Fisheries Society Symposium*, **15**, 167 - 175.
- Bradford, M. J. (1995). Comparative review of Pacific salmon survival rates. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **52**, 1327 - 1338.
- Brannon, E. L., Amend, D. F., Cronin, M. A., Lannan, J. E., LaPatra, S., McNeil, W. J., Noble, R. E., Smith, C. E., Talbot, A. J., Wedemeyer, G. A., and Westers, H. (2004). The controversy about salmon hatcheries. *Fisheries*, **29(9)**, 12 - 31.
- Burnham, K. P. and Anderson, D. R. (1998). Model selection and inference: a practical information - theoretic approach. Springer, New York.
- Bustard, D. R. and Narver, D. W. (1975). Aspects of winter ecology of juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) and steelhead trout (*Salmo gairdneri*). *Journal of the Fisheries Research Board of Canada*, **32**, 667 - 680.
- Carle, F. L. and Strub, M. R. (1978). A new method for estimating population size from removal data. *Biometrics*, **34**, 621 - 630.
- Carlson, S. R., Coggins, L. G. Jr, and Swanton, C. O. (1998). A simple stratified design for mark-recapture estimation of salmon smolt abundance. *Alaska Fishery Research Bulletin*, **5**, 88 - 102.
- Chapman, D. G. and Junge, C. O., Jr. (1956). The estimation of the size of a stratified animal population. *The Annals of Mathematical Statistics*, **27**, 375 - 389.
- Chapman, D. W. (1966). Food and space as regulators of salmonid populations in streams. *American Naturalist*, **100**, 345 - 357.
- Conlin, K. and Tutty, B. D. (1979). Juvenile salmonid field trapping manual. *Fisheries Marine Service Manuscript Reports*, No.1530, 1 - 136.
- Cousens, N. B. F., Thomas, G. A., Swann, C. G., and Healey, M. C. (1982). A review of salmon escapement estimation techniques. *Canadian Technical Report of Fisheries and Aquatic Sciences*, No.1108, 1 - 122.
- Cowx, I. G. (1983). Review of the methods for estimating fish population size from survey removal data. *Fisheries Management*, **14**, 67 - 82.
- Cowx, I. G. (1994). Stocking strategies. *Fisheries Management and Ecology*, **1**, 15 - 30.
- Cowx, I. G. (1996). The integration of fish stock assessment into fisheries management. In: Stock assessment in inland fisheries (Cowx, I. G. ed.), pp.495 - 506. Blackwell Science, Oxford.
- Cunjak, R. A. (1996). Winter habitat of selected stream fishes and potential impacts from land-use activity. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **53 (Supplement 1)**, 267 - 282.
- Cunjak, R. A., Curry, R. A., and Power, G. (1987). Seasonal energy budget of brook trout in streams: implications of a possible deficit in early winter. *Transactions of the American Fisheries Society*, **116**, 817 - 828.
- Cunjak, R. A., Prowse, T. D., and Parrish, D. L. (1998). Atlantic salmon (*Salmo salar*) in winter: "the season of parr discontent"? *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **55 (Supplement 1)**, 161 - 180.
- Darroch, J. N. (1961). The two-sample capture-recapture census when tagging and sampling are stratified. *Biometrika*, **48**, 241 - 260.
- Dempson, J. B. and Stansbury, D. E. (1991). Using partial counting fences and a two-sample stratified design for mark-recapture estimation of an Atlantic salmon smolt population. *North American Journal of Fisheries Management*, **11**, 27 - 37.
- Ewing, R. D. and Ewing, S. K. (1995). Review of the effects of rearing density on survival to adulthood

- for Pacific salmon. *Progressive Fish-Culturist*, **57**, 1 - 25.
- Finstad, B. and Jonsson, N. (2001). Factors influencing the yield of smolt releases in Norway. *Nordic Journal of Freshwater Research*, **75**, 37 - 55.
- Foerster, R. E. (1954). On the relation of adult sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*) returns to known smolt seaward migrations. *Journal of the Fisheries Research Board of Canada*, **11**, 339 - 350.
- 藤原 真 (2004). サクラマスにおけるリボンタグの脱落率. *魚と水*, **41**, 59.
- 藤原 真・隼野寛史・大森 始・杉若圭一 (1998). 増幌川に秋放流された池産サクラマスのスマルト生産率と初期分散. *魚と水*, **35**, 151 - 164.
- Guthrie, D., Hoenig, J. M., Holliday, M., Jones, C. M., Mills, M. J., Moberly, S. A., Pollock, K. H., and Talhelm, D. R. (1991). Creel and angler surveys in fisheries management. *American Fisheries Society Symposium* **12**, American Fisheries Society, Bethesda.
- Guy, C. S., Blankenship, H. L., and Nielsen, L. A. (1996). Tagging and marking. In: Fisheries techniques, 2nd edition (Murphy, B. R. and Willis, D. W. eds.), pp. 353 - 383. American Fisheries Society, Bethesda.
- Hager, R. C. and Noble, R. E. (1976). Relation of size at release of hatchery-reared coho salmon to age, size, and sex composition of returning adults. *Progressive Fish-Culturist*, **38**, 144 - 147.
- Hankin, D. G. (1984). Multistage sampling designs in fisheries research: applications in small streams. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **41**, 1575 - 1591.
- 隼野寛史・永田光博・宮腰靖之 (1999). 北海道北部増幌川におけるサクラマス幼魚の秋季放流試験.
1. サイズの異なる4群の栄養状態と冬季の生残率. *北海道立水産孵化場研究報告*, **53**, 39-47.
- Hayano, H., Miyakoshi, Y., Nagata, M., Sugiawaka, K., and Irvine, J. R. (2003). Age composition of masu salmon smolts in northern Japan. *Journal of Fish Biology*, **62**, 237 - 241.
- Henderson, M. A. and Cass, A. J. (1991). Effect of smolt size on smolt-to-adult survival for Chilko Lake sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*). *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **48**, 988 - 994.
- Hilborn, R. (1992). Hatcheries and the future of salmon in the Northwest. *Fisheries*, **17**(1), 5 - 8.
- Hilborn, R. (1998). The economic performance of marine stock enhancement projects. *Bulletin of Marine Science*, **62**, 661 - 674.
- Hilborn, R. and Eggers, D. (2000). A review of the hatchery programs for pink salmon in Prince William Sound and Kodiak Island, Alaska. *Transactions of the American Fisheries Society*, **129**, 333 - 350.
- Hirata, T., Goto, A., and Yamazaki, F. (1988). Individual growth and smoltification of juvenile masu salmon, *Oncorhynchus masou* Brevoort, under rearing conditions. *Journal of Fish Biology*, **32**, 77 - 84.
- 広井 修 (1988). 天然溯上サクラマス親魚の性成熟と長期蓄養試験. 昭和62, 63年度「近海漁業資源の家魚化システムの開発に関する総合研究(マリーンランディング計画)」プロGRESS・レポート サクラマス(8), 北海道さけ・ますふ化場, 札幌, 1 - 8.
- 北海道さけ・ますふ化場 (1969). 北海道河川溯上マス調査記録(カラフトマス及びサクラマス). 北海道さけ・ますふ化場研究報告, **23**, 29 - 44.
- 北海道立水産孵化場 (2002). 平成12年度事業成績書. 北海道立水産孵化場, 恵庭, 65 - 66.
- Holtby, L. B. (1988). Effects of logging on stream temperatures in Carnation Creek, British Columbia, and associated impacts on the coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*). *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **45**, 502 - 515.
- Holtby, L. B., Andersen, B. C., and Kadowaki, R. K., (1990). Importance of smolt size and early ocean growth to interannual variability in marine survival of coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*). *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **47**, 2181 - 2194.
- Hunt, R. L. (1969). Overwinter survival of wild fingerling brook trout in Lawrence Creek, Wisconsin. *Journal of the Fisheries Research Board of Canada*, **26**, 1473 - 1483.
- Hvidsten, N. A., Jensen, A. J., Vivås, H., Bakke, Ø., and Heggberget, T. G. (1995). Downstream migration of Atlantic salmon smolts in relation to water flow, water temperature, moon phase and social

- interaction. *Nordic Journal of Freshwater Research*, **70**, 38 - 48.
- 今井利為・高間 浩・柴田勇夫 (1994). 神奈川県における遊漁船のマダイ釣獲量の推定. 栽培漁業技術開発研究, **23**, 77 - 83.
- Inoue, M., Nakano, S., and Nakamura, F. (1997). Juvenile masu salmon (*Oncorhynchus masou*) abundance and stream habitat relationships in northern Japan. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **54**, 1331 - 1341.
- 井上 聡・石城謙吉 (1968). 冬期の河川におけるヤマメの生態. 陸水学雑誌, **29**, 27 - 36.
- Irvine, J. R. and Ward, B. R. (1989). Patterns of timing and size of wild coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) smolts migrating from the Keogh River watershed on northern Vancouver Island. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **46**, 1086 - 1094.
- Irvine, J. R. and Nelson, T. C. (1995). Proceedings of the 1994 salmon escapement workshop plus an annotated bibliography on escapement estimation. *Canadian Manuscript Report of Fisheries and Aquatic Sciences*, No.2305, 1 - 97.
- 石田昭夫 (1981). 稚魚の河川生活と資源培養の問題. 人工ふ化稚魚について. 昭和55年度「近海漁業資源の家魚化システムの開発に関する総合研究(マリンランチング計画) プロGRESS・レポート サクラマス(1), 北海道さけ・ますふ化場, 札幌, 38 - 42.
- Johnson, J. K. (1990). Regional overview of coded wire tagging of anadromous salmon and steelhead in northwest America. *American Fisheries Society Symposium*, **7**, 782 - 816.
- Johnson, S. W., Heifetz, J., and Koski, K V. (1986). Effects of logging on the abundance and seasonal distribution of juvenile steelhead in some southeastern Alaska streams. *North American Journal of Fisheries Management*, **6**, 532 - 537.
- Jones, M. L. and Stockwell, J. D. (1995). A rapid assessment procedure for the enumeration of salmonine populations in streams. *North American Journal of Fisheries Management*, **15**, 551 - 562.
- Kaeriyama, M. (1999). Hatchery programmes and stock management of salmonid populations in Japan. In: Stock enhancement and sea ranching (Howell, B. R., Moksness, E. & Svåsand, T. eds.), pp. 153 - 167. Blackwell-Science, Oxford.
- 梶山雅秀 (1999). サケ属魚類における野生魚と孵化場魚の生物学的相互作用. 水産育種, **27**, 33 - 44.
- 梶山雅秀 (2002). 最新のサケ学. ベルソープックス011 ((社)日本水産学会監修). 成山堂書店, 東京.
- Kato, F. (1991). Life histories of masu and amago salmon. In: Pacific salmon life histories (Groot C. and Margolis, L. eds.), pp. 447 - 520. University of British Columbia Press, Vancouver.
- 加藤禎一 (1981). サクラマスの種苗生産技術の現状と問題点. 昭和55年度「近海漁業資源の家魚化システムの開発に関する総合研究(マリンランチング計画) プロGRESS・レポート サクラマス(1), 北海道さけ・ますふ化場, 札幌, 15 - 18.
- Kennen, J. G., Wisniewski, S. J., Ringler, N. H., and Hawkins, H. M. (1994). Application and modification of an auger trap to quantify emigrating fishes in Lake Ontario tributaries. *North American Journal of Fisheries Management*, **14**, 828 - 836.
- 木曾克裕 (1995). 本州北部太平洋岸の河川を母川とするサクラマスの生活史の研究. 中央水産研究所研究報告, **7**, 1 - 188.
- 北田修一 (1992). RECOVERY : パソコンによる放流効果評価のための標識再捕データ解析プログラム集. 栽培資源調査検討資料8, 日本栽培漁業協会, 東京.
- 北田修一 (1993). 遊漁船の標本調査による遊漁釣獲量の推定方法. 日本水産学会誌, **59**, 75 - 78.
- Kitada, S. (1999). Effectiveness of Japan's stock enhancement programmes: current perspectives. In: Stock enhancement and sea ranching (Howell, B. R., Moksness, E., and Svåsand, T. eds.), pp. 103 - 131. Blackwell-Science, Oxford.
- 北田修一 (1999). 水産学におけるサンプリング理論の応用. 計量生物学, **20**, 1 - 29.
- 北田修一 (2001). 栽培漁業と統計モデル分析. 共立出版, 東京.
- 北田修一・須田 明 (1988). 放流魚の混獲状況からみた放流効果評価の諸問題. 水産増殖, **36**, 107 - 112.
- Kitada, S., Taga, Y., and Kishino, H. (1992). Effectiveness of a stock enhancement program evaluated by a two-stage sampling survey of commercial landings. *Canadian Journal of Fisheries*

- and Aquatic Sciences*, **49**, 1573 - 1582.
- 北田修一・関谷幸生・横田賢史 (2001). 水槽実験による Petersen 法の実用性の検討. *日本水産学会誌*, **67**, 203 - 208.
- Kitada, S. and Tezuka, K. (2002). Longitudinal logbook survey designs for estimating recreational fishery catch, with application to ayu (*Plecoglossus altivelis*). *Fishery Bulletin*, **100**, 228 - 243.
- Knapp, G. P. (1999). Alaska salmon ranching: an economic review of the Alaska salmon hatchery programme. In: Stock enhancement and sea ranching (Howell, B. R., Moksness, E., and Svåsand, T. eds.), pp. 537 - 556. Blackwell-Science, Oxford.
- 小林美樹・岩見俊則・岡田鳳二・永田光博 (1988). サクラマスの生態学的研究. 古宇川に放流した池中継代サクラマスの降海行動について. *北海道立水産孵化場研究報告*, **43**, 57 - 64.
- 小林哲夫 (1981). サクラマス人工ふ化事業について. 昭和55年度「近海漁業資源の家魚化システムの開発に関する総合研究(マリーンランディング計画)」プロGRESS・レポート サクラマス(1), *北海道さけ・ますふ化場*, 札幌, 34 - 37.
- Koenings, J. P., Geiger, H. J., and Hasbrouck, J. J. (1993). Smolt-to-adult survival patterns of sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*): effects of smolt length and geographic latitude when entering the sea. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **50**, 600 - 611.
- 小池利通・塚本勝巳 (1994). サクラマスの銀毛に伴う群行動の変化と系群差. *日本水産学会誌*, **60**, 331 - 340.
- 小島 博・泉 孝行 (1985). 天然サクラマス幼魚のスマルト変態過程における海水適応能の変化. *北海道立水産孵化場研究報告*, **40**, 77 - 86.
- 小山達也・永田光博 (1995). 池産系, 尻別川系サクラマス及びその交雑魚の降海時期. *北海道立水産孵化場研究報告*, **49**, 1 - 7.
- Kruse, C. G., Hubert, W. A., and Rahel, F. J. (1998). Single-pass electrofishing predicts trout abundance in mountain streams with sparse habitat. *North American Journal of Fisheries Management*, **18**, 940 - 946.
- 久保達郎 (1974). サクラマス幼魚の相分化と変態の相. *北海道さけ・ますふ化場研究報告*, **28**, 9 - 26.
- 久保達郎 (1980). 北海道のサクラマス生活史に関する研究. *北海道さけ・ますふ化場研究報告*, **34**, 1 - 95.
- Leber, K. M., Kitada, S., Blankenship, H. L., and Svåsand, T. (2004). Stock enhancement and sea ranching, developments, pitfalls and opportunities, 2nd edition, Blackwell Publishing, Oxford
- Levin, P. S., Zabel, R. W., and Williams, J. G. (2001). The road to extinction is paved with good intentions: negative association of fish hatcheries with threatened salmon. *Proceedings of the Royal Society of London. Series B*, **268**, 1153 - 1158.
- Lichatowich, J. A. and McIntyre, J. D. (1987). Use of hatcheries in the management of Pacific anadromous salmonids. *American Fisheries Society Symposium*, **1**, 131 - 136.
- Lobon-Cervia, J. and Utrilla, C. G. (1993). A simple model to determine stream trout (*Salmo trutta* L.) densities based on one removal with electrofishing. *Fisheries Research*, **15**, 369 - 378.
- 待鳥精治・加藤史彦 (1985). サクラマス(*Oncorhynchus masou*)の産卵群と海洋生活. *北太平洋漁業国際委員会研究報告*, **43**, 1 - 118.
- Mäntyniemi, S. and Romakkaniemi, A. (2002). Bayesian mark-recapture estimation with an application to a salmonid smolt population. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **59**, 1748 - 1758.
- Martin, R. M. and Wertheimer, A. (1989). Adult production of chinook salmon reared at different densities and released as two smolt sizes. *Progressive Fish-Culturist*, **51**, 194 - 200.
- Mason, J. C. (1976). Response of underyearling coho salmon to supplemental feeding in a natural stream. *Journal of Wildlife Management*, **40**, 775 - 788.
- Matsuishi, T., Narita, A., and Ueda, H. (2002). Population assessment of sockeye salmon *Oncorhynchus nerka* caught by recreational angling and commercial fishery in Lake Toya, Japan. *Fisheries Science*, **68**, 1205 - 1211.
- 真山 紘 (1992) サクラマス *Oncorhynchus masou* (Brevoort) の淡水域の生活および資源培養に関する研究. *北海道さけ・ますふ化場研究報告*, **46**, 1 - 156.
- 真山 紘・野村哲一・大熊一正 (1988). 越冬前の秋季に放流されたサクラマス *Oncorhynchus masou* 標識

- 魚のスモルト降海と親魚としての回帰. 北海道さけ・ますふ化場研究報告, **42**, 21 - 36.
- 真山 紘・野村哲一・大熊一正 (1989). サクラマス *Oncorhynchus masou* の交換移殖試験. 2. 地場産魚と移殖魚の降海移動と親魚回帰の比較. 北海道さけ・ますふ化場研究報告, **43**, 99 - 113.
- McMenemy, J. R. and Kynard, B. (1988). Use of inclined-plane traps to study movement and survival of Atlantic salmon smolts in the Connecticut River. *North American Journal of Fisheries Management*, **8**, 481 - 488.
- 三坂尚行・内藤一明・河村 博 (1998). 海水適応能を指標としたサクラマス幼魚の種苗性の評価. 魚と水, **35**, 233 - 239.
- 三坂尚行・水野伸也・下田和孝・佐々木義隆・内藤一明・安藤大成・北村隆也・笠原 昇 (2002). 池産及び天然サクラマススモルトの生化学的性状の違い. 北海道立水産孵化場研究報告, **56**, 89 - 96.
- Mitro M. G. and Zale, A. V. (2000). Predicting fish abundance using single-pass removal sampling. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **57**, 951 - 961.
- Miyakoshi, Y. (1998). Recoveries of masu salmon strayed into Shokanbetsu River, northern Hokkaido, Japan. *Scientific Reports of the Hokkaido Fish Hatchery*, **52**, 75 - 77.
- 宮腰靖之 (1999). 北海道北部河川に移殖放流されたサクラマスの回帰魚体サイズ. 北海道立水産孵化場研究報告, **53**, 59 - 66.
- Miyakoshi, Y. and Kudo, S. (1999). Mark-recapture estimation of escapement of masu salmon *Oncorhynchus masou* with a comparison to a fence count. *North American Journal of Fisheries Management*, **19**, 1108 - 1111.
- Miyakoshi, Y., Nagata, M., Sugiwaka, K., and Kitada, S. (2001a). Commercial harvest of hatchery-reared masu salmon *Oncorhynchus masou* estimated by a coast-wide sampling program in Hokkaido, northern Japan, and the two-stage sampling schemes of landings. *Fisheries Science*, **67**, 126 - 133.
- Miyakoshi, Y., Nagata, M., and Kitada, S. (2001b). Effect of smolt size on postrelease survival of hatchery-reared masu salmon *Oncorhynchus masou*. *Fisheries Science*, **67**, 134 - 137.
- Miyakoshi, Y., Nagata, M., Takeuchi, K., Sugiwaka, K., and Kitada, S. (2001c). Effectiveness of stocking masu salmon *Oncorhynchus masou* fry as a means of increasing commercial catches. *Fisheries Science*, **67**, 1184 - 1186.
- 宮腰靖之・隼野寛史・永田光博・Irvine, J. R. (2001d). 層別 Petersen 法を用いたサクラマススモルトの個体数推定. 日本水産学会誌, **67**, 231 - 237.
- 宮腰靖之・隼野寛史・藤原 真・杉若圭一・永田光博 (2001e). ロータリー式スクリュートラップによる野生および放流サクラマススモルトの再捕率の比較. 水産増殖, **49**, 445 - 450.
- Miyakoshi, Y., Hayano, H., Omori, H., Nagata, M., and Irvine, J. R. (2002a). Importance of instream cover for young masu salmon, *Oncorhynchus masou*, in autumn and winter. *Fisheries Management and Ecology*, **9**, 217 - 223.
- Miyakoshi, Y., Nagata, M., Shimoda, K., Sugiwaka, K., and Kitada, S. (2002b). Assessment of stocking effectiveness of hatchery-reared age-0 and age-1 masu salmon smolts through a fish market survey in Hokkaido. *Fisheries Science*, **69** (Supplement I), 908 - 911.
- Miyakoshi, Y., Hayano, H., Fujiwara, M., Nagata, M., and Irvine, J. R. (2003a). Size-dependent smolt yield and overwinter survival of hatchery-reared masu salmon released in fall. *North American Journal of Fisheries Management*, **23**, 264 - 269.
- Miyakoshi, Y., Takami, T., Takeuchi, K., Omori, H., Nagata, M., and Irvine, J. R. (2003b). Sampling of masu salmon, *Oncorhynchus masou*, spawners on the spawning grounds: is carcass sampling effective as a mark-recovery method? *Fisheries Management and Ecology*, **10**, 273 - 275.
- Miyakoshi, Y., Koyama, T., Aoyama, T., Sakakibara, S., and Kitada, S. (2004a). Estimates of numbers of masu salmon caught by recreational fishermen in the coastal area off Iburi, Hokkaido, Japan. *Fisheries Science*, **70**, 87 - 93.
- Miyakoshi, Y., Nagata, M., Sugiwaka, K., and Kitada, S. (2004b). Evaluation of stock enhancement programs for masu salmon in Hokkaido, northern Japan, by two-stage sampling surveys of commercial landings. In: Stock enhancement and sea ranching, develop-

- ments, pitfalls and opportunities, 2nd edition (Leber, K. M., Kitada, S., Blankenship, H. L., and Svasand, T. eds.), pp. 187 - 198. Blackwell Publishing, Oxford.
- 宮本真人・平野和夫・大久保進一・浅見大樹 (1994). 信砂川および風連別川に放流したサクラマスの回遊と回帰. 魚と水, **31**, 227 - 231.
- 水野伸也・三坂尚行・佐々木義隆・村上 豊・安藤大成・北村隆也・神力義仁・笠原 昇 (2002). 腎臓における傍糸球体細胞数を用いたサクラマスモデルの海水適応能評価. 北海道立水産孵化場研究報告, **56**, 149 - 152.
- Moksness, E. and Støle, R. (1997). Larviculture of marine fish for sea ranching purposes: is it profitable? *Aquaculture*, **155**, 341 - 353.
- Murphy, M. L., Thedinga, J. F., Koski, K V., and Grette, G. B. (1984). A stream ecosystem in an old-growth forest in southeast Alaska: part V: seasonal changes in habitat utilization by juvenile salmonids. In: Fish and wildlife relationships in old growth forests: proceedings of a symposium (Meehan, W. R., Merrell, T. R., and Hanley, T. A. eds.), pp. 89 - 98. American Institute for Fishery Research Biologists, Juneau.
- Murphy, M. L., Heifetz, J., Johnson, S. W., Koski, K V., and Thedinga, J. F. (1986). Effects of clear-cut logging with and without buffer strips on juvenile salmonids in Alaskan streams. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **43**, 1521 - 1533.
- Nagata, M. (1989). The occurrence of bimodality in the length frequency distribution, and its relation to growth and density in a juvenile masu salmon population in a Hokkaido stream. In: Biology of charrs and masu salmon: Proceedings of the international symposium on charrs and masu salmon (Kawanabe, H., Yamazaki, F., and Noakes, D. L. G. eds.), pp. 141 - 150. Physiology and Ecology Japan, Special Volume 1, Kyoto.
- Nagata, M. (2002). Ecological studies on the dispersal of newly emerged masu salmon fry, *Oncorhynchus masou*. *Scientific Reports of the Hokkaido Fish Hatchery*, **56**, 1 - 87.
- 永田光博・宮本真人・外崎 久 (1984). 河川に放流した池産サクラマス *Oncorhynchus masou* (BREVOORT) 幼魚の個体群動態. 北海道立水産孵化場研究報告, **39**, 1 - 17.
- 永田光博・Irvine, J. R.・宮本真人・大久保進一・小林美樹 (1998). サクラマスのワイヤ - タグ標識部位と脱落率. 北海道立水産孵化場研究報告, **52**, 37 - 43.
- Nagata, M., Omori, H., and Yanai, S. (2002). Restoration of spawning and rearing habitats for masu salmon, *Oncorhynchus masou* in a channelized stream. *Fisheries Science*, **69 (Supplement II)**, 1707 - 1710.
- 永田光博・山本俊昭 (2004). サケ属魚類における「人工孵化」の展望. サケ・マスの生態と進化 (前川光司編), pp. 213 - 241. 文一総合出版, 東京,.
- National Research Council (1996). Upstream. Salmon and Society in the Pacific Northwest. National Academy Press, Washington, D. C.
- Newcomb, T. J. and Coon, T. G. (2001). Evaluation of three methods for estimating numbers of steelhead smolts emigrating from great lakes tributaries. *North American Journal of Fisheries Management*, **21**, 548 - 560.
- NPAFC (North Pacific Anadromous Fish Commission) (2000). Statistical yearbook 1996, NPAFC, Vancouver, 1 - 22.
- 岡部 久 (1995). 市場調査による放流サザエの検出と回収率の推定. 水産増殖, **43**, 283 - 288.
- 小野寺毅・菊地喜彦・水間敏朗・佐藤金三・藤田則孝 (2001). 志津川湾における魚市場出荷外利用も含めたクロソイの年間採捕数の推定. 東北区水産研究所研究報告, **64**, 53 - 60.
- 長内 稔・大塚三津男 (1967). サクラマスの生態に関する研究 I. 遡河サクラマスの形態と産卵生態について. 北海道立水産孵化場研究報告, **22**, 17 - 32.
- Peterson, N. P. (1982a). Population characteristics of juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) overwintering in riverine ponds. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **39**, 1303 - 1307.
- Peterson, N. P. (1982b). Immigration of juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) into riverine ponds. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **39**, 1308 - 1310.
- Peterson, J. T., Thurow, R. F., and Guzevich, J. W. (2004). An evaluation of multipass electrofishing for

- estimating the abundance of stream-dwelling salmonids. *Transactions of the American Fisheries Society*, **133**, 462 - 475.
- Plante, N., Rivest, L. P., and Tremblay, G. (1998). Stratified capture-recapture estimation of the size of a closed population. *Biometrics*, **54**, 47 - 60.
- Pollock, K. H., Jones, C. M., and Brown, T. L. (1994). Angler survey methods and their applications in fisheries management. American Fisheries Society Special Publication **25**, American Fisheries Society, Bethesda.
- Power, G. (1985). Estimating and understanding smolt output from Atlantic salmon rivers. In: 1985 Northeast Atlantic salmon workshop, pp. 108 - 124. Atlantic Salmon Federation and New Brunswick Wildlife Federation, Moncton.
- Quinn, T. P. and Peterson, N. P. (1996). The influence of habitat complexity and fish size on over-winter survival and growth of individually marked juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) in Big Beef Creek, Washington. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **53**, 1555 - 1564.
- Reimers, N. (1963). Body condition, water temperature, and over-winter survival of hatchery-reared trout in Convict Creek, California. *Transactions of the American Fisheries Society*, **92**, 39 - 46.
- Riley, S. C., Haedrich, R. L., and R. J. Gibson (1993). Negative bias in removal estimates of Atlantic salmon parr relative to stream size. *Journal of Freshwater Ecology*, **8**, 97 - 101.
- Rivot, E. and Prévost, E. (2002). Hierarchical Bayesian analysis of capture-mark-recapture data. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **59**, 1768 - 1784.
- Robson, D. S. and Regier, H. A. (1964). Sample size in Petersen mark-recapture experiments. *Transactions of the American Fisheries Society*, **93**, 215 - 226.
- Roper, B. and Scarnecchia, D. L. (1996). A comparison of trap efficiencies for wild and hatchery age-0 chinook salmon. *North American Journal of Fisheries Management*, **16**, 214 - 217.
- Salminen, M. and Erkamo, E. (1998). Comparison of coastal and river releases of Atlantic salmon smolts in the river Kokemaenjoki, Baltic Sea. *ICES Journal of Marine Science*, **55**, 1071 - 1081.
- Schaefer, M. B. (1951). Estimation of size of animal populations by marking experiments. *U. S. Fish Wildlife Service Fishery Bulletin*, **52**, 191 - 203.
- Schwarz, C. J. and Dempson, J. B. (1994). Mark-recapture estimation of a salmon smolt population. *Biometrics*, **50**, 98 - 108.
- Schwarz, C. J. and Taylor, C. G. (1998). Use of the stratified-Petersen estimator in fisheries management: estimating the number of pink salmon (*Oncorhynchus gorbuscha*) spawners in the Fraser River. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **55**, 281 - 296.
- Schwarz, C. J. and Seber, G. A. F. (1999). Estimating animal abundance: review III. *Statistical Science*, **14**, 427 - 456.
- Seber, G. A. F. and Le Cren, E. D. (1967). Estimating population parameters from catches large relative to the population. *Journal of Animal Ecology*, **36**, 631 - 643.
- Seelbach, P. W. (1987). Effect of winter severity on steelhead smolt yield in Michigan: an example of the importance of environmental factors in determining smolt yield. *American Fisheries Society Symposium*, **1**, 441 - 450.
- 下田和孝 (2002). 春季の成長率および体サイズがサクラマスの0+スモルト化に与える影響. 北海道立水産孵化場研究報告, **56**, 97 - 105.
- 下田和孝・山下幸悦・小林美樹 (2001). サクラマスの成熟体サイズの大型化に関する人為選択の効果. 北海道立水産孵化場研究報告, **55**, 7 - 12.
- 下田和孝・内藤一明・中島美由紀・佐々木義隆・三坂尚行・今田和史 (2003). サクラマスのスモルトサイズと関連した海洋生活期の生残および成長. 日本水産学会誌, **69**, 926 - 932.
- Smoker, W. W. and Linley, T. J. (1997). Are Prince William Sound salmon hatcheries a fool's bargain? *Alaska Fishery Research Bulletin*, **4**, 75 - 78.
- 傍島直樹・桑原昭彦 (1991). 京都府におけるマダイ遊漁の実態について. 栽培漁業技術開発研究, **19**, 127 - 133.
- Speas, D. W., Walters, C. J., Ward, D. L., and Rogers, R. S. (2004). Effects of intraspecific density and environmental variables on electrofishing catchabil-

- ity of brown and rainbow trout in the Colorado River. *North American Journal of Fisheries Management*, **24**, 586 - 596.
- 杉若圭一 (1991). 北海道北部河川におけるサクラマス幼魚のスモルト化. 北海道立水産孵化場研究報告, **45**, 29 - 40.
- 杉若圭一 (1992). 放流サクラマス稚魚の生残率と遊漁の関係. 魚と水, **29**, 27 - 31.
- 杉若圭一・田中寿雄・笠原 昇・新谷康二 (1981). 標識放流からみた1+池産サクラマススモルトの回遊. 北海道立水産孵化場研究報告, **36**, 11 - 31.
- 鈴木研一・小林敬典・松石 隆・沼知健一 (2000a). ミトコンドリアDNAの制限酵素切断型多型解析から見た北海道内におけるサクラマスの遺伝的変異性. 日本水産学会誌, **66**, 639 - 646.
- 鈴木研一・永田光博・中島美由紀・大森 始 (2000b). 北海道北部河川におけるサクラマス幼魚の越冬時の微生物場所とその物理環境. 北海道立水産孵化場研究報告, **54**, 7 - 14.
- 田子泰彦 (1997). 放流標識として切除したサクラマスの腹鰭および背鰭の再生. 水産増殖, **45**, 479 - 483.
- 田子泰彦 (1999). 神通川と庄川におけるサクラマス親魚の遡上範囲の減少と遡上量の変化. 水産増殖, **47**, 115 - 118.
- Takami, T., Aoyama, T., Nagata, M., Miyamoto, M., Ohkubo, S., and Kawamura, H. (1998). Individual growth and life-history divergence of juvenile masu salmon (*Oncorhynchus masou*) in a northern Japanese stream. *Scientific Reports of the Hokkaido Fish Hatchery*, **52**, 21 - 29.
- Tamate, T. and Maekawa, K. (2000). Life cycle of masu salmon (*Oncorhynchus masou*) in Shumarinai Lake, northern Hokkaido, Japan. *Eurasian Journal of Forest Research*, **1**, 39 - 42.
- 玉手 剛・山本祥一郎 (2004). サケ科魚類における二つの生活史. ~生活史分岐と生活史多型に関する進化現象について~. サケ・マスの生態と進化 (前川光司編), pp. 43 - 69. 文一総合出版, 東京.
- 田中昌一 (1998). 水産資源学総論 (増補改訂版). 恒星社厚生閣, 東京.
- 田中哲彦・石田昭夫・松川 洋・石川嘉郎・薫田道雄 (1971). 人工ふ化サクラマス稚魚の河川放流に関する研究 - 1報. 北海道さけ・ますふ化場研究報告, **25**, 1 - 17.
- Taylor, E. B. and McPhail, J. D. (1985). Burst swimming and size-related predation of newly emerged coho salmon *Oncorhynchus kisutch*. *Transactions of the American Fisheries Society*, **114**, 546 - 551.
- Thedinga, J. F., Murphy, M. L., Johnson, S. W., Lorenz, J. M., and Koski, K. V. (1994). Determination of salmonid smolt yield with rotary-screw traps in the Situk River, Alaska, to predict effects of glacial flooding. *North American Journal of Fisheries Management*, **14**, 837 - 851.
- Thorpe, J. E., Morgan, R. I. G., Ottaway, E. M., and Miles, M. S. (1980). Time of divergence of growth groups between potential 1+ and 2+ smolts among sibling Atlantic salmon. *Journal of Fish Biology*, **17**, 13 - 21.
- Tipping, J. M. (1986). Effect of release size on return rates of hatchery sea-run cutthroat trout. *Progressive Fish-Culturist*, **48**, 195 - 197.
- Tipping, J. M. and Blankenship, H. L. (1993). Effect of condition factor at release on smolt-to-adult survival of hatchery sea-run cutthroat trout. *Progressive Fish-Culturist*, **55**, 184 - 186.
- Todd, G. L. (1994). A lightweight, inclined-plane trap for sampling salmon smolts in rivers. *Alaska Fishery Research Bulletin*, **1**, 168 - 175.
- Tschaplinski, P. J. and Hartman, G. F. (1983). Winter distribution of juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) before and after logging in Carnation Creek, British Columbia, and some implications for overwinter survival. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **40**, 452 - 461.
- Tsiger, V. V., Skirin, V. I., Krupyanko, N. I., Kashkin, K. A., and Semenchenko, A. Yu. (1994). Life history forms of male masu salmon (*Oncorhynchus masou*) in South Primor'e, Russia. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **51**, 197 - 208.
- 上田 宏 (2004). サケの母川回帰を解明するバイオテレメトリー. 日本海洋理工学会誌, **9**, 191 - 199.
- Unwin, M. J. (1997). Fry-to-adult survival of natural and hatchery-produced chinook salmon (*Oncorhynchus tshawytscha*) from a common origin. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **54**, 1246 - 1254.
- 宇藤 均 (1976). サクラマス *Oncorhynchus masou* Brevoort

- の降海型と河川残留型の分化機構に関する研究
1. 早熟な河川残留型の体生長と性成熟. 北海道大学水産学部彙報, **26**, 321 - 326.
- Vincent-Lang, D. (1993). Relative survival of unmarked and fin-clipped coho salmon from Bear Lake, Alaska. *Progressive Fish-Culturist*, **55**, 141 - 148.
- Waples, R. S. (1991). Genetic interactions between hatchery and wild salmonids: lessons from the Pacific Northwest. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **48 (Supplement 1)**, 124 - 133.
- Waples, R. S. and Drake, J. (2004). Risk/benefit considerations for marine stock enhancement: a Pacific salmon perspective. In: Stock enhancement and sea ranching, developments, pitfalls and opportunities, 2nd edition (Leber, K. M., Kitada, S., Blankenship, H. L., and Svåsand, T. eds.), pp. 260 - 306. Blackwell Publishing, Oxford.
- Ward, B. R. and Slaney, P. A. (1988). Life history and smolt-to-adult survival of Keogh River steelhead trout (*Salmo gairdneri*) and the relationship to smolt size. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **45**, 1110 - 1122.
- Ward, B. R., Slaney, P. A., Facchin, A. R., and Land, R. W. (1989). Size-biased survival in steelhead trout (*Oncorhynchus mykiss*): back-calculated lengths from adults' scales compared to migrating smolts at the Keogh River, British Columbia. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **46**, 1853 - 1858.
- Ward, B. R. and Slaney, P. A. (1990). Returns of pen-reared steelhead from riverine, estuarine, and marine releases. *Transactions of the American Fisheries Society*, **119**, 492 - 499.
- Worlund, D. D., Wahle, R. J., and Zimmer, P. D. (1969). Contribution of Columbia River Hatcheries to harvest of fall chinook salmon (*Oncorhynchus tshawytscha*). *Fishery Bulletin*, **67**, 361 - 391.
- Wyatt, R. J. (2002). Estimating riverine fish population size from single- and multiple-pass removal sampling using a hierarchical model. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **59**, 695 - 706.
- 山口忠則・伊藤史郎・北田修一 (2003). 有明海佐賀県海域におけるクルマエビ標識種苗の再捕尾数の推定と誤差評価. 佐賀県有明水産技術センター研究報告, **21**, 1 - 5.
- 柳井清治・長坂 有・佐藤弘和・安藤大成 (2004). 都市近郊溪流における木製構造物による流路とサクラマス生息環境の改善. 応用生態工学, **7**, 13 - 24.
- 柳瀬良介・阿井敬雄 (1998). 静岡県における遊漁船によるマダイ釣獲量の推定. 栽培漁業技術開発研究, **26**, 67 - 73.
- Zippin, C. (1956). An evaluation of the removal method of estimating animal populations. *Biometrics*, **12**, 163 - 189.

シロザケ親魚の標識放流データに基づく資源特性値の推定方法

星野 昇

北海道立水産孵化場

Mathematical Method for Estimating Stock Characteristics of Adult Chum Salmon (*Oncorhynchus keta*) based on Mark-Recapture Data.

Noboru Hoshino

Hokkaido Fish Hatchery, Kitakashiwagi 3-373, Eniwa, Hokkaido 061-1433, Japan

Abstract In this paper, I present four mathematical methods of estimating the numerical values that are required to evaluate salmon stock characteristics based on mark-recapture data for adult chum salmon (*Oncorhynchus keta*) in northern Hokkaido, Japan. First, the fishing mortality coefficient and dispersal rate (per day) in the fishing area were estimated based on time series data of recaptures. Second, the date on which most fish reached a catch point in the river was estimated. The third and fourth methods provided the estimates for the parameters of stock structure. Each mathematical model was closely followed to the observed data of the three mark-recapture experiments conducted in the coastal area of the Sea of Okhotsk in 2003 and 2004.

Key words : シロザケ, 標識放流, 資源特性値, 漁獲死亡係数, 資源構造

沿岸域に回帰したシロザケ(*Oncorhynchus keta*)に標識を付けて放流し、回遊経路や行動特性、資源構造を把握する試みは多い。佐藤(1936)は千島列島からカムチャツカ半島にかけての海域で夏期に標識放流試験を実施し、カムチャツカ半島やアジア大陸の河川における再捕を記している。北海道では1917年から1942年にかけて、シロザケ親魚に対する標識放流試験が実施され、オホーツク西部から日本海、えりも岬東側から噴火湾や本州への移動が記録されている(平野, 1953)。1970~80年代には、発信器を装着した個体を放流し併走する船舶で発信記録を収集して個体の行動を観察する、バイオテレメトリーによる研究が行われるようになり、オホーツク海沿岸や千島列島周辺のシロザケの遊泳行動が研究されている(例えば、市原ら, 1975; 嶋村ら, 1987; Ogura and Ishida, 1994)。一方、1980年頃から日本に回帰するシロザケの数量が著しく増加したことともない、北海道南部や本州の河川を母川とするシロザケに対する漁業調整の必要性が生

じてきた。これをうけ1986~1996年にかけて水産庁による秋さけ資源利用配分適正化事業が実施され、北海道の多くの海域において定置網により漁獲された個体を標識放流する試験が行われた。その結果、北海道沿岸の定置網漁場に参加するシロザケ資源はきわめて複雑な資源構造を呈していることが明らかとなった(北海道, 1986~1996)。同時期に上野(1993)は、岩手県沿岸に来遊したシロザケ親魚を延縄で漁獲して標識放流する研究を通じ、移動生態や資源特性値の算出を詳細に行っている。最近では、水温や水深を自身で記録する小型のアーカイバル標識を付けて放流し、再捕された個体の行動履歴を把握する研究が行われており、個体の沈降行動や海水温への応答特性などが明らかにされつつある(さけ・ます資源管理センター, 2005)。

日本のシロザケ資源のほとんどは、産卵のため河川に遡上した個体から採卵し、人工授精により生産した個体を体重1g程度にまで飼育し放流する人工種苗生産

によって構成されている（永田・山本，2004；帰山，2003）。漁獲は毎年9～11月に沿岸域に回帰した資源を対象に，主として定置網によって行われている。漁獲量の水準を維持するためには，毎年，一定量の親魚および卵を各河川において確保する必要がある。回帰尾数が少ない年には定置網による漁獲を制限し，河川に遡上する魚を確保する措置が想定される。親魚不足が恒常化するようであれば，定置網の規模や設置位置など定置漁業権の免許内容を修正する必要も生じる。このとき，漁獲制限すべき期間や漁獲制限によって確保される親魚の数量とその時期の見通しに関する情報が必要となる。また，定置網で漁獲される魚は必ずしもその地域の河川を母川とする地元の資源だけではないことから，漁場付近の河川を母川とする親魚を安定して確保するためには，定置網による漁獲率や漁獲死亡係数，漁場に来遊した資源の河川，他海域への移動，分散時間といった資源特性値にくわえ，漁獲物全体にしめる地元河川由来の資源の割合に関する情報が必須となる。

定置網で漁獲されたシロザケを一度に多数標識放流する試験で得られる放流 - 再捕データ，すなわち，再捕された位置および時間，個体の年齢やサイズ，放流群の組成といったデータを解析することで，資源管理を進める上で必要な数値を推定することが可能である。しかし，これまでの研究では再捕位置や移動時間の解析に主点があり，上野（1993）以外には資源管理のために必要な数値の算出が試みられた例は少ない。北海道庁では，2004年より5年間の計画で道内の定置漁業の調整管理を目的としてシロザケの標識放流試験を実施している。北海道全域において実施されていることから，調査データに基づき資源管理のために必要な数値の算出を行い，北海道の秋サケ資源管理に資する情報を集積していく必要がある。

本稿では，秋季に定置網で漁獲されたシロザケを漁場付近から標識放流する試験調査で得られるデータに基づき，来遊資源が定置漁場外や河川内に移動するまでの移動時間，漁場における漁獲死亡係数および漁獲死亡率，漁獲物全体にしめる地元河川へ遡上する資源の割合を推定するための，簡便な計算手法を提示した。一般的な汎用モデルや簡単な確率現象に基づく推定問題として単純化するために，条件設定や仮定を整理したうえで推定モデルを構築した。2003年および2004年においてオホーツク沿岸域において実施された標識放流調査のデータに適用し，有効性について検討した。

材料および方法

本稿の対象となる標識放流試験は，さけ定置網に入網した秋サケを作業船に設置された水槽に收容し，全個体の尾叉長，体重，性別，成熟度（体色判別）を計測，年齢査定のために採鱗した後，直径12mm厚さ1mmの白色円盤形標識を背鰭前端基底部にビニルチューブで装着し，舷側から放流する方法を基本とする。漁業協同組合など漁業関係機関および河川遡上した個体の捕獲作業を行っている増殖事業団体から報告された，再捕日と標識番号をとりまとめたものがデータである。

2003および2004年に，オホーツク海沿岸の枝幸町および常呂町において実施された3回の標識放流試験データを解析に供した。対象となった定置網の所在位置をFig. 1に示す。対象の定置網はいずれも捕獲部分が垣網にそって2～3段に設置された階層構造を呈している。2004年に枝幸町および常呂町で実施した試験では，いずれも各定置網捕獲部分の最も陸側（陸網と称する）と最も沖合側（沖網と称する）の捕獲部分に入網した漁獲物それぞれを標識放流した。2003年は陸網に入網した漁獲物のみを標識放流した。すなわち，2004年の常呂・沖網放流群，常呂・陸網放流群，枝幸・沖網放流群，枝幸・陸網放流群，2003年枝幸放流群（陸網）の，5つの放流群が解析の対象である。各放流標本群の実施概況をTable 1に示す。

標識魚を放流する位置は放流群ごとに異なっている。2003および2004年の枝幸放流群では，沖網，陸網の漁

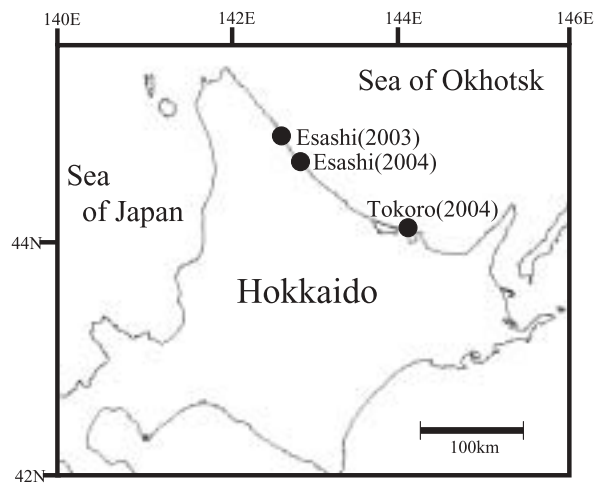


Fig. 1 Locations of the release points of mark-recapture experiment in the coastal area of Hokkaido.

Table 1 Summary of the five mark-recapture experiments in the coastal area of Hokkaido (2003-2004).

Location	Fish released				Recaptures	
	Position of Trap	Date	Number	MeanFL.(s.d.) (mm)	Number	Percentage of Recaptures
Esashi	Inshore	11-12 Sep. 2003	355	700(51.0)	196	55.2
Esashi	Inshore	17 Sep. 2004	213	666(48.1)	128	60.1
	Offshore	16 Sep. 2004	259	663(51.0)	157	60.6
Tokoro	Inshore	28 Sep. 2004	236	670(47.1)	142	60.2
	Offshore	28 Sep. 2004	186	669(47.1)	117	62.9

Inshore trap; fishing trap set in the position of 500 ~ 1,000m from coast line.

Offshore trap; fishing trap set in the position of 2,000 ~ 3,000m from coast line.

獲物をそれぞれ対象定置網の全設置範囲の沖端を越えた直後から、海岸線に対しほぼ垂直方向の潮流に作業船を一定速度で流しながら放流した。常呂放流群では、沖網、陸網の漁獲物をそれぞれ対象定置網の沖端より約0.5マイル、約2.5マイルの2カ所に分けて放流した。実施方法が異なるのは作業船の設備、実作業との兼ね合いなど調査協力いただいた漁業者の都合を考慮した調査計画を設定したことによる。

再捕個体の大部分は漁業もしくは河川捕獲作業の過程で回収された。再捕は放流位置の周辺海域において放流後1週間に集中し、放流から日数が経過するにつれ放流位置から離れた海域や河川で再捕されるようになった。すべての再捕魚は放流から3週程度の間におホーツク海および日本海の北海道沿岸全域と流入河川から回収された。

1. 解析条件の設定 放流位置周辺の一定範囲を“漁場”と称する。2003および2004年の枝幸放流群では網走管内雄武町および宗谷管内枝幸町の定置網設置範囲を“漁場”と定義する。海岸線の長さは約90kmである。常呂放流群では網走管内常呂町および網走市を“漁場”と定義する。海岸線の長さは約50kmである。

上で定義された漁場内に流入しているサケマス捕獲実施河川を、当該漁場の“地元河川”と称する。“漁場”および“地元河川”以外の水域（河川、海域含め）を“他地区”と称する。枝幸放流群の“地元河川”は北見幌別川、徳志別川、幌内川の3河川を指す。常呂放流群の“地元河川”は常呂川、網走川、藻琴川の3河川を指す。

それぞれの放流群に対する再捕位置データを“漁場”、“地元河川”、および“他地区”の3区分に分割して整理、解析の対象とする。“漁場”には“地元河川”

と“他地区”のそれぞれに由来する資源が混在して加入している状況である。

2. 仮定 解析に際しては、本標識放流データに関する次の特殊性を考慮し、標識放流された個体の自然死亡と標識魚の未発見数は微小なものとして無視する。

回帰親魚のサイズは大きく、沿岸域において他種による被食は少ないうえに、病死や環境不適合による死亡も親魚については想定されにくい、河川において捕獲場所のほとんどは河口から数kmの範囲にあることから、遡上途中に死亡する確率もきわめて小さい、

北海道に回帰する親魚の場合、その大部分が海で漁獲され、漁獲されずに河川に遡上しても遡上数量の多い主要な河川では採卵用親魚としてほぼすべての個体が捕獲されている状況にある、漁期中、全道の沿岸域には定置網が密集して設置されており、沿岸に到達し母川を探索する親魚の回遊経路は基本的に定置網漁場内に限られる、再捕は放流から約1週間に集中し、長くとも1ヶ月の短期間で再捕が終了する。同様の調査が以前から頻繁に実施されており、標識魚を発見した場合に報告する慣例が根付いている。すなわち、親魚の自然死亡要因が少ないうえに対象期間がきわめて短く、放流後は分布回遊範囲の全域で再捕データを回収するための体制が整備されている、ということから、放流個体の自然死亡を解析上無視することは合理的と考えた。

このため、各放流群で回収されなかった約40% (Table 1) の個体は、放流後の移動過程での死亡ではなく、放流作業時に受ける大きなストレスにより放流直後に現場にて死亡したものとする。すなわち、再捕されなかったものは無効放流であり有効放流数と再捕総数は同一とみなす。

“他地区”に移動した個体は完全に当該漁場より離散したものとみなし、ふたたび漁場内や地元河川に戻るといった状況は想定しない。

結 果

標識放流データから資源特性値を得るための数学モデルを構築した。

ある漁場に到達したシロザケの群もしくは個体が、その漁場内に滞留して漁獲対象となっている期間、すなわち漁場に達してから地元河川や他地区に移動するまでの時間については、操業規制の実施期間を定めるうえで必要な情報である。標識放流試験の再捕尾数の経日変化から、標識魚が漁場内に残存する確率の日変化と瞬間漁獲死亡係数（一日あたり）を同時推定する。

漁場内で漁獲されずに翌日まで生き残る一日あたりの確率 S を、

$$S = \exp(-f) \quad (1)$$

とする。 f ($0 < f$) は一日あたりの瞬間漁獲死亡係数である。漁場内から他地区あるいは地元河川へ移動せずに翌日まで残存する一日あたりの確率 P を、

$$P = \exp(-z) \quad (2)$$

とする。 P の大小を決めるパラメータ z ($0 < z$) は離散係数と称することとする。 z が大きくなるほど確率 P は小さくなる。 S および P は漁期中変化しないものとする。放流から t 日後に漁場内で再捕される標識魚尾数の期待値 $g(t)$ は、

$$g(t) = N \cdot \exp(-(f+z) \cdot (t-1)) \cdot (1 - \exp(-f)) \quad (3)$$

である。 N は有効放流数、ここでは前述のとおり再捕数に等しい。前項は $t-1$ 日後における残存尾数、後項は t 日後における漁獲率を表す。パラメータ z を自然死亡係数（一般的には M と表記）に置き換えると、よく知られた自然死亡過程での再捕確率を示す期待値関数である。この場合の推定方法の枠組みは北田（2001）などに詳しい。ただしこの場合には、 f が期間中一定、再捕数が0の日を設定しない、といった条件が求められる。定置網漁業では通常市場の定休日や時化の日は出漁しないので、漁獲自体は網により続けられているが再捕報告は無いが極端に少ない、という日がある。そこで、放流から t 日後までに漁場内で再捕される標識魚の累積数として考えることとすれば、その期待値 $G(t)$ は、

$$G(t) = \sum_{i=1}^t g(i) \quad (4)$$

である。実際の標識放流データの放流から再捕最終日までの期間における t 日後の漁場内再捕尾数の総計値をデータセットとして、ここでは簡単のため非線形最小自乗法に基づき f, z を点推定する。

Table 1に示した5放流群から得られた再捕データをそれぞれ4式に適用して、 f, z を数値計算により推定した。放流後から t 日後の累積再捕尾数の理論曲線と観測値を放流群ごとにFig. 2に示した。各理論曲線を描く推定パラメータは、漁獲死亡係数 f が常呂・沖網放流群で0.27と小さく、枝幸2003放流群で0.64と大きく推定された。一日あたりの漁獲率は $1 - \exp(-f)$ であるから、それぞれ23.7%、47.1%となる。離散係数 z は、0.25～0.35の範囲で推定された。枝幸では陸網群より沖網群でやや小さく常呂では反対の傾向を示した。陸網群である枝幸2003放流群では0.35と大きく推定された。観測データは理論曲線に対し概ね良く適合しており、計算過程での推定値の収束状況も頑健であった。

推定結果に基づき離散係数 z を、推定値どうしが近い枝幸2004放流群と常呂放流群で0.26、枝幸2003放流群で0.35として、一尾の個体もしくは魚群が漁場に到達してから、漁獲がない場合に漁場内に残存する確率の変化を図示した（Fig. 3）。枝幸2003放流群では二日後に約50%、一週間後には90%以上が漁場外に離散することが示唆されている。常呂、枝幸2004の両放流群では枝幸2003放流群より1～2日程度漁場内に滞留する時間が長くなる。枝幸2003放流群で残存確率が小さいのは、対象定置網が北見幌別、徳志別両河川に近いことから、標識放流した個体の多くは成熟が進んでいる状態にあり、放流後速やかに定置網設置範囲より陸側の汽水域から河川にかけての水域に移動したものと推察される。

次に、漁場に到達した個体もしくは魚群が、河川に遡上して最終的に捕獲されるまでに要する時間を推定することを試みる。枝幸放流群および常呂放流群について、それぞれの地元河川において再捕された合計尾数を1としたときの累積頻度の経日変化をFig.4に示した。遡上傾向に陸網、沖網間の違いはないものとし、ここでは両者をまとめている。枝幸放流群の地元河川では河口より数百mの位置で遡上を遮断するトラップでほぼ全数を捕獲している。常呂放流群の地元河川では、河口から約3kmの位置で同様に全数を捕獲している。河川再捕に至るまでの時間変化は枝幸の両年放流群で同様の傾向を示しており、常呂放流群では枝幸放流群より5日程度遅れる傾向がみられている。Fig.4の

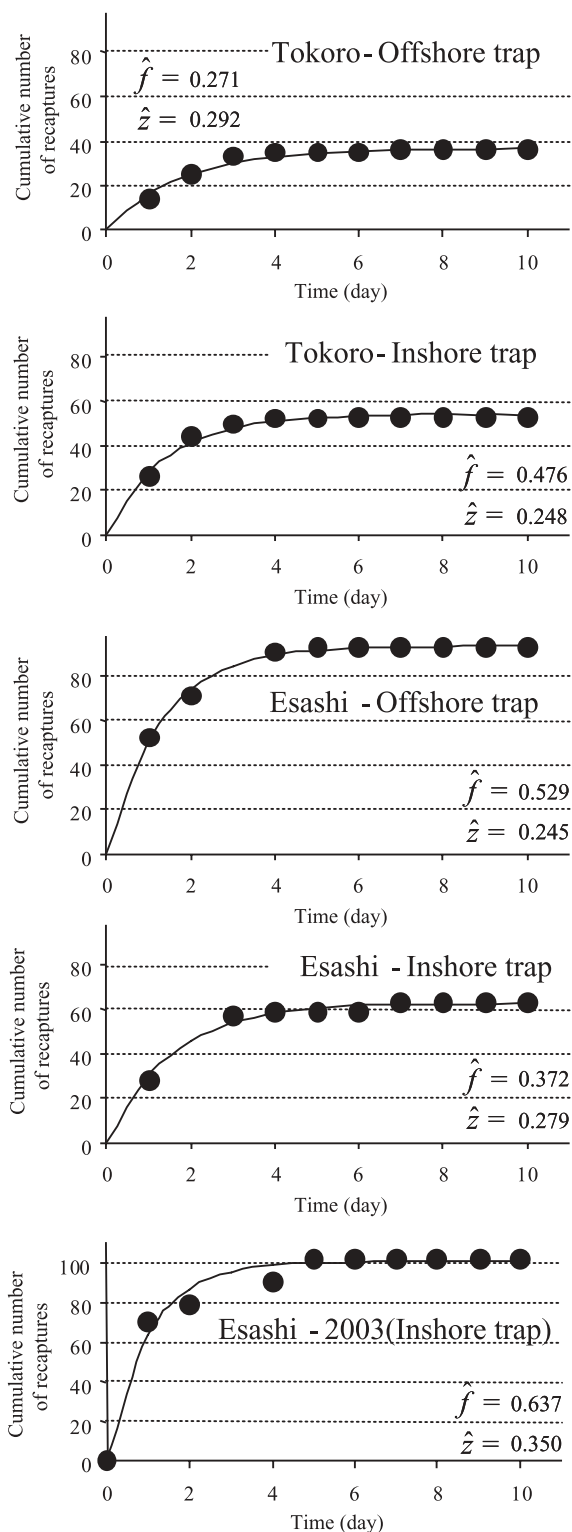


Fig. 2 Changes in the cumulative number of recaptures in each fishing area. The curve shows the theoretical prediction based on estimated parameters (f & z). f ; instantaneous fishing mortality coefficient, z ; dispersal coefficient (per day)

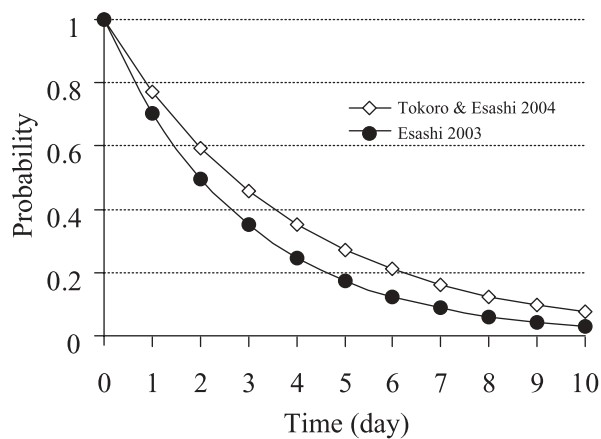


Fig. 3 Estimated curves for the probability that a fish stays in the fishing area.

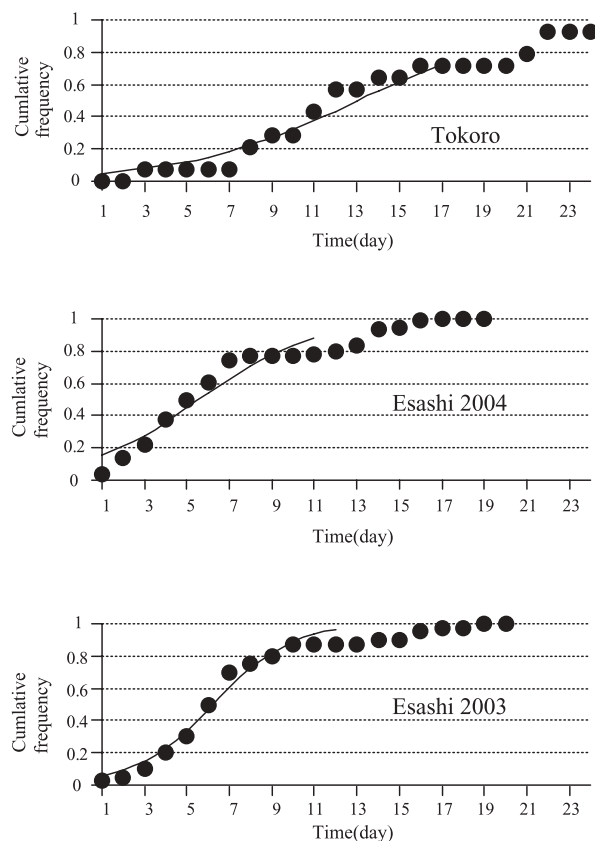


Fig. 4 Changes in the cumulative frequency of recaptures in each local river group. The curve shows a fit of logistic function.

ような累積再捕尾数の時間変化を定式化した関数の微分値は各時点における瞬間再捕尾数を与えることになるので、その最大瞬間再捕尾数、すなわちもっとも捕獲現場に標識魚が出現した時間はその関数の変曲点である。ここでは、一般に集団の個体数増加を表現する関数であるロジスティックモデル、

$$Y = \frac{1}{1 + \exp(A \cdot r \cdot t)}$$

を便宜的に与えることとすれば、漁場に参加した資源が河川捕獲されるピーク日もしくは漁場に参加した魚1尾が河川捕獲されるまでに要する日数の期待値は、ロジスティック曲線変曲点の t 座標であり、その Y 座標は常に0.5であるから、河川再捕総数の50%が再捕された日と同義である。観測データにロジスティック曲線をあてはめ (Fig.4), 各推定関数の変曲点 t は、常呂放流群で12.0日、枝幸2004放流群で4.6日、枝幸2003放流群で5.2日と計算された。なおここでは、3群に共通の傾向としてみられている期間後半に再び再捕尾数が微増する部分を省いて推定している。この時期に再捕された個体はそれより前の段階で再捕された個体に比べ、常呂放流群と枝幸2004放流群で雌個体が大半を占め、枝幸2003放流群ではすべてが雄個体という特異な特徴があった。放流時における肉眼による成熟度の判定では、ブナ化の程度が少ないと判定される個体が多い傾向にあった。これらのことからこの時期に変則的に遡上、再捕された資源と、それ以前に遡上したものとでは、成熟の進行が異なる別時期の遡上群であることが示唆されたため、この後半にみられた遡上群の再捕データを除いた前半期の主群の再捕傾向に対し、河川捕獲時期のピークとなる日を推定したものである。

次に、再捕データに基づいて、標識放流標本の中にしめる地元河川を母川とする資源の割合を推定する方法を二種類示した。遡上量が不振で定置網での漁獲を制限しなくてはならない状況では、前浜における漁獲物にしめる地元河川資源の割合に関する情報が必要となる。同様に、地元河川を母川としない他地域へ移動途中の資源の比率は、他地域における親魚を安定確保するための漁業調整上、重要な情報となる。

漁場内で再捕された個体は、もし漁場内に漁具が設置されていなかったとすれば、地元河川で再捕されるか他地区で再捕されるかのいずれであろう。したがって、漁場内で再捕された個体のうち、漁業がなければ地元河川再捕となるべきはずの個体の比率を推定することができる、放流群にしめる地元河川資源の割合

を知ることができる。

このとき最も困難な問題は標識放流を行う位置についての解析上の解釈である。すべての個体と同じ位置から放流する試験を行った場合、その放流位置に応じて再捕される場所が傾向的に異なる可能性がある。たとえば、対象定置網の近くから放流した場合と沖合に移送して放流した場合とでは、漁場内の漁具に対する相対的な入網確率やそれに応じた河川への遡上率も変化する可能性がある。Fig. 5は枝幸2004放流群と常呂放流群の沖網、陸網両群について、放流位置から再捕位置までの海岸線距離を階級値(階級幅10km)としたときの累積度数分布を、放流位置別に示している。枝幸2004放流群の放流位置は、対象定置網の沖端付近から海岸線垂直方向に作業船を一定速度で進めながら連続して放流している。したがって作業の前半は沿岸寄り、後半はそれより沖合から放流している。常呂放流群の放流位置は対象定置網から0.5および2.5マイル沖合に離れた2カ所で定位して放流している。枝幸2004・沖網放流群では、定置網に近い前半放流群で66%が放流位置から30km以内の範囲で再捕されているのに対し、後半放流群では50%程度であった。20km以内の範囲では、それぞれ58%と46%、10km以内の範囲での再捕は27%と18%となっており、放流位置が定置網から離れると、より遠方まで移動して再捕される傾向にある。枝幸2004・陸網放流群では放流位置の違いによる沖網放流群でみられたような明瞭な差はなかった。常呂放流群では枝幸放流群と逆の傾向がみられ、沖合2.5マイル定点から放流した群の方が0.5マイル定点放流群より放流位置から近い距離で再捕される傾向にあった。

すなわち、再捕位置に及ぼす放流位置の影響は非常に大きいといえる。そこで、枝幸放流群のように放流位置を一定間隔で対象定置網から離しながら放流する方法をとれば、次のような簡易な算出方法に基づいて推定することが可能と考えた。

漁場内再捕された個体のうち地元河川資源の比率を p ($0 < p < 1$)とする。他地区資源の比率は $1-p$ である。地元河川資源が漁場内で漁獲、再捕される確率を S 、他地区資源が漁場内で漁獲、再捕される確率を T とする。ここで次の2つの仮定をおく。放流個体が地元河川資源である場合は、放流位置が定置網から離れるほど漁場全範囲との相対的な接触面積が広がるため、漁場内再捕される確率が上がる。個体が他地区資源である場合は、放流位置が漁場から離れると次第に漁場の範囲

シロザケ資源特性値の推定方法

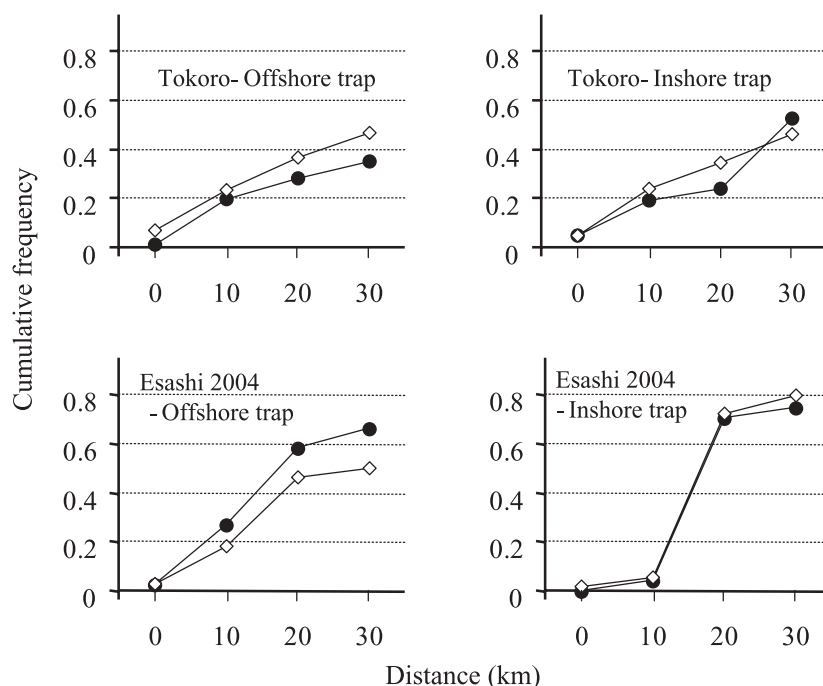


Fig. 5 Cumulative frequency of the distance from a release point to recovery points.
 Line with \diamond ; fish were released from the position near the set net.
 Line with \bullet ; fish were released from the position of about 2 mile off the set net.

Table 2 Maximum likelihood estimates of stock structure for each release group.

Location	Position of trap	Parameter estimated			
		equation (5) & (6)			equation (8)
		p			p
Esashi 2004	Inshore	0.601	0.008	0.008	0.703
	Offshore	0.219	0.004	0.005	0.268
Tokoro	Inshore	-	-	-	0.339
	Offshore	-	-	-	0.480
Esashi 2003	Inshore	-	-	-	0.458

を通過する確率が下がるので、漁場内再捕される確率が下がる。すなわち S を対象定置網からの相対距離 d の増加関数、

$$S = 1 - \exp(-\lambda \cdot d) \quad (5)$$

とし、 T を d の減少関数、

$$T = \exp(-\mu \cdot d) \quad (6)$$

で表す。 λ 、 μ は定数であり推定パラメータである。距離 d から放流された1個体が地元河川再捕となる確率は $p \cdot (1-S)$ 、他地区再捕となる確率は $(1-p) \cdot (1-T)$ 、漁場内再捕となる確率は $p \cdot S + (1-p) \cdot T$ である。有効放流された各個体がいずれの区分で再捕されたか、すべての

再捕個体の実現確率を乗じたものは p 、 λ 、 μ の尤度関数となるから、その値もしくは対数尤度を最大にする p 、 λ 、 μ を数値計算で求める。

枝幸2004放流群について推定された最尤推定値をTable 2に示した。推定値から漁場内再捕個体の内訳は沖網放流群で22%、陸網放流群で60%が地元河川資源と計算され、これに地元河川再捕数をくわえた有効放流数全体にしめる地元河川資源の割合は、沖網放流群で29.9%、陸網放流群で69.2%と計算された。

次に、地元河川再捕群と他地区再捕群との年齢組成の傾向差を利用して、漁場内再捕個体のうち地元河川

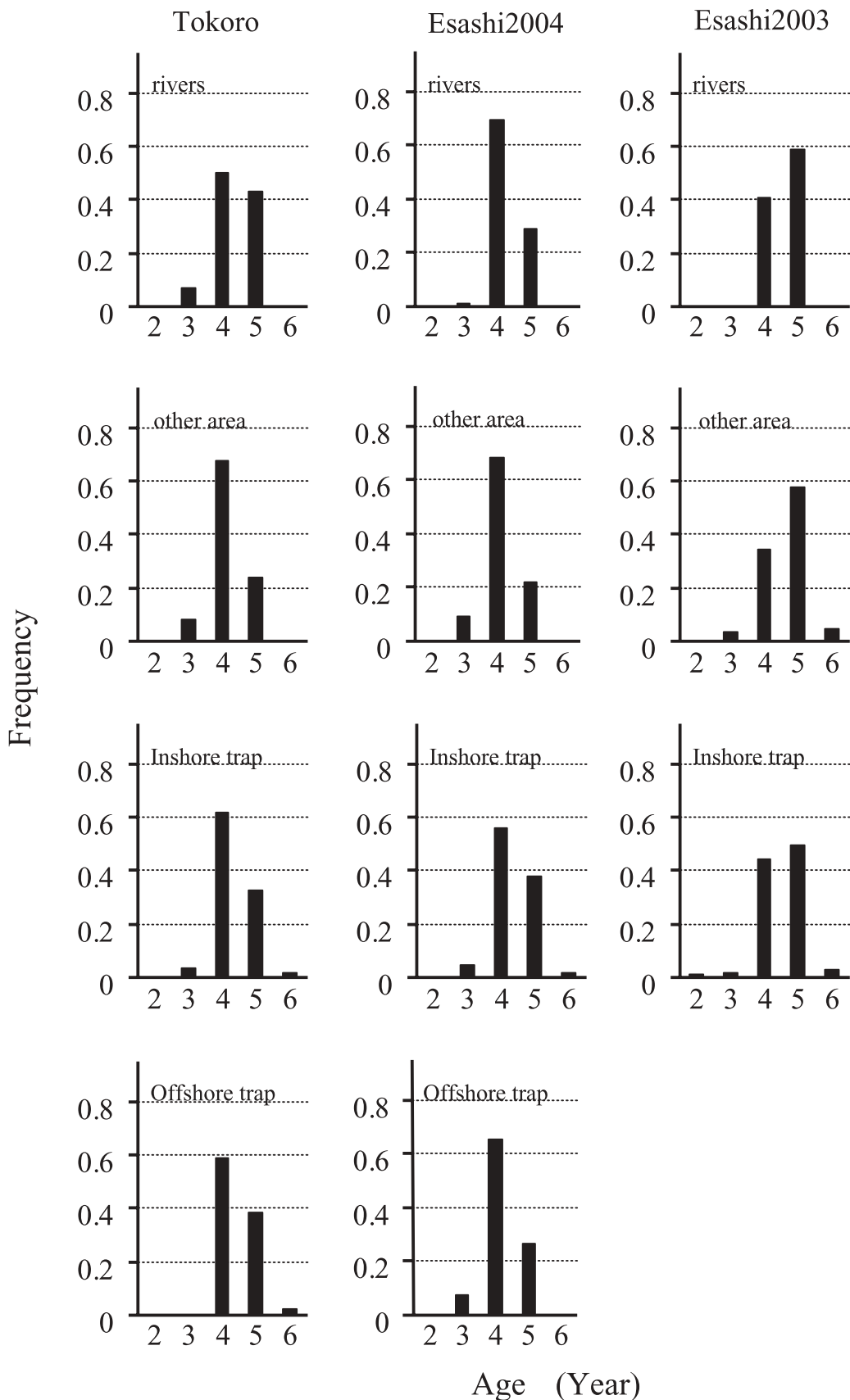


Fig. 6 Age-frequency distributions of marked fish from each recovery area.

資源の比率を推定することを試みた。Fig.6に、各地の放流群において、地元河川再捕群、他地区再捕群の年齢組成を、沖網、陸網それぞれの放流群の年齢組成と対比させて示している。いずれの放流群でも地元河川再捕群と他地区再捕群の年齢組成の間には比較的明瞭な違いがみられている。そこで、漁場内再捕群の年齢組成は、地元河川、他地区両者の年齢組成がある比率によって混成している状態を母分布として、そこから再捕数分を抽出したときの組成と考える。放流数に定める地元河川資源の比率を p 、他地区資源の比率を $1-p$ とする。年齢はごくまれに出現する2歳以下および6歳以上を無視し、3~5歳の3年級群として考える。地元河川再捕群の年齢頻度分布 $Q(\text{age}3, \text{age}4, \text{age}5 | q_3, q_4, q_5)$ 、他地区再捕群の年齢頻度分布 $R(\text{age}3, \text{age}4, \text{age}5 | r_3, r_4, r_5)$ (q_i, r_i は年齢 i の相対頻度)とし、これら標本組成がそれぞれの母分布に等しいと仮定すれば、資源全体の年齢組成 X は、

$$X(\text{age}3, \text{age}4, \text{age}5 | p \cdot q_3 + (1-p) \cdot r_3, p \cdot q_4 + (1-p) \cdot r_4, p \cdot q_5 + (1-p) \cdot r_5) \quad (7)$$

である。分布 X から N 個を抽出した場合の各年齢の個体数がそれぞれ n_3, n_4, n_5 であるときの確率は3項の多項分布、

$$\frac{N!}{n_3! n_4! n_5!} \cdot p^{n_3} (1-p)^{n_4} (1-p)^{n_5} X_i^{n_i} \quad (8)$$

で示される。8式は p の尤度関数であるから、8式を最大化する p が最尤推定値である。各放流群に対する p の推定結果をTable 2に示す。枝幸2004・沖網放流群で26.8%、陸網放流群で70.3%、常呂・沖網放流群で48.0%、陸網放流群で33.9%、枝幸2003放流群で45.8%と推定された。

考 察

本稿では定置網で漁獲されるシロザケの標識放流試験データに基づいて、資源管理を進めるうえで必要な数値情報を算出するための簡便な計算方法を示した。

計算に際して、標識親魚の再捕期間中における自然死亡は十分に小さいものとして仮定し無視した。すなわち、各放流群の40%前後の未再捕個体は放流時の作業の影響で放流直後にすべて死亡したものと仮定し、再捕尾数と有効放流数が同一として捉えた。実態として、放流作業中に標識魚は相当のストレスを受けており、定置網から水槽への収容時、水槽内での収容時、

測定、標識装着の際の麻醉といった作業を経る間に死亡する個体も多数ある。したがって、再捕されたもののみを有効放流数と考え、放流個体は全て再捕されたという仮定は概ね妥当であると判断して解析を行ったものである。これまでに開発されている標識放流データに基づく生残過程の解析方法は、主として栽培事業で生産され放流された幼稚魚の数年にわたる再捕データを解析することが具体的対象となっている場合が多い(北田, 2001)。そのような対象では自然死亡過程の推定がきわめて重要な要素となるが、本稿のように大型魚の短期間再捕データの解析で、自然死亡を考慮しないことは合理的と考えられる。

まず、漁場に到達した資源が母川や他海域に離散し、漁獲対象とならなくなるまでの時間と漁獲死亡率の簡便な計算方法を示した。離散係数 z が大きいほど漁場に残留する確率は小さくなる。漁場には地元河川に遡上する資源と、他海域に母川をもついわゆる“通り魚”が混成している。本稿で用いた放流群のデータからは z は同程度の値で推定されたが、通り魚の構成率が高い場合や、成熟が進行した個体の占める割合が大きい群では、推定値は大きくなるであろう。来遊資源の移動に関する情報を広く把握するためには、過去に実施された同様の標識放流試験データから値を推定し、北海道沿岸の複数の海域、時期における推定値を比較することが必要である。なお、本稿では推定値の精度について議論するにいたらなかったが、 z の誤差分布は上記のように二つの資源構造の特徴が反映されており単一モードではないので、確率モデルによる区間推定の枠組みで解析する際には工夫を要する点である。

漁場に到達した資源が地元河川に遡上し捕獲に至るまでの経過時間を推定した。上野(1993)も累積再捕尾数の時間変化から遡上のピークを推察している。常呂川の遡上ピークは12日前後、枝幸では5日前後と推定された。枝幸放流群の漁場内再捕はFig. 2に示したように放流後5日前後で終了していることから、5日目以降にはほぼ全数が徳志別川や北見幌別川の河口付近に設置された捕獲トラップから定置網の設置範囲よりさらに海岸側の汽水域に移動したものと推察される。常呂放流群でも5日前後で漁場内再捕が途絶えているが、河川捕獲のピークは12日である。この河川間にみられた差は、常呂川などの捕獲トラップが河口から3~4kmの河川内に設置されていることから、そこまで遡上するまでの時間差であることが示唆される。千歳川や十勝川のように捕獲場までの距離が河口から数十

kmと十分に隔たっている条件下で同様の試験を行い捕獲ピークを推定すれば、シロザケの河川遡上速度を把握することが可能である。

なお、前述の漁場残存確率の評価と河川遡上の評価では、いずれも再捕尾数の累積時系列モデルに対して観測値をあてはめている。これは漁獲や河川捕獲は天候等に左右され、日によっては操業、作業自体が行われない場合や、十分な遡上数が無い場合に作業の効率上、捕獲作業を先延ばしする場合があることを考慮した。そのような日の再捕尾数を0や微量な数値として扱えば、推定精度を著しく下げる可能性がある。定置網漁業や河川捕獲は、操業自体はなくとも漁獲、捕獲は漁具によって続けられており、次の操業日には操業しなかった前日までの数量が上乘せされることから、累積データの時系列を用いた方が解析上都合がよい。

次に、放流群のうち地元河川を母川とする資源の比率を推定することを試みた。定置網の漁獲物を標識放流する際に、その定置網に対する放流位置の選定は慎重かつ計画的に行わなければならない。漁獲物はその定置網の垣網沖端から入網してきたのであるから、本来ならその位置に放流し、遊泳させることが望ましい。しかしその方法では常に同じ定置網に魚が入るため、統計解析に資するデータを得ることが難しい。反対に放流魚を船舶で沖合域まで移送した後放流する場合には、生物本来の回遊経路ではない位置からの放流・再捕データを評価することになり、結果の解釈が困難となる。上野（1993）は、延縄により沖合域で捕獲した個体を漁獲位置から標識放流している。これが本来最も合理的な方法であると思われるが、延縄や刺し網は個体に与えるダメージが定置網と比べてきわめて高く、必然的に再捕数が少なくなり解析精度が下がる欠点がある。本稿では、放流位置を定間隔でずらしながら放流し、放流後の漁場内で再捕される確率を放流位置の連続関数としてとらえることで、地元河川資源の比率を推定した。実態として、漁場において漁獲される確率が放流位置に対する連続関数で表現することができるかを議論することは難しい。海域によっては水塊構造が複雑で単純な関数などで表現することができない可能性もある。いくつかのモデルや確率一定のモデルなどを併用して、AICなどで精度評価するといった吟味も必要であろう。結論としては、一定位置からの放流結果では資源構造の評価について定量的な解析は困難と考えられる。今後の調査でも放流位置を移動させながら放流することで、複数の放流条件を意図的に作

り出した方が、資源構造を推定する際に解析上の柔軟性を与えると考えられる。

年齢という再捕個体の属性を利用して、再捕群の年齢頻度分布の差異から地元河川資源の比率を計算することを試みた。シロザケ回帰群の年齢組成は河川間で一様ではなく、各河川における毎年の種苗性や放流時期の沿岸環境の影響などを反映して、河川ごとに特異的なパターンを呈している（北海道立水産孵化場，2004）。オホーツク海やえりも岬周辺など、地元河川資源のほかに複数の資源が混成している海域の漁獲物の年齢組成は、多数の河川の異なる組成の混合分布となっている。本稿で用いたデータでも、各放流群の地元河川で再捕された群と他地区で再捕された群とでは年齢組成に大幅な違いがみられた（Fig. 6）。十分に再捕数が多ければ、両群の組成はそれぞれ抽出誤差による偏りが小さくなることから、両群の標本分布をそのまま両群の母分布に等しいと仮定して解析した。両群の再捕数が少ない、両群間の年齢組成に明瞭な差がないといった状況で推定できる枠組みではないので注意を要する。今後は、両群の組成にどの程度違いがあれば、また、どの程度の再捕数が確保できれば抽出誤差を無視でき本解析に頑健な推定値を与えることができるのか、モンテカルロシミュレーションなどによって事前に精度評価をしておく必要がある。枝幸2004放流群に対しては、2種類の構造の異なる計算方法によって地元河川資源の比率を推定していることになる。推定値は沖網放流群、陸網放流群のいずれの場合も、二種類の方法で同程度に推定されたことは両方法の頑健性を示唆しており、興味深い。

いずれの推定結果も標識放流群に対して推定された値であるので、この値をもって各海域各資源の代表的な資源特性値として捉えることはできない。年や時期、あるいは対象とする定置網の違いや海況により、推定結果はその都度変化する。また、推定は設定した仮定が概ね妥当と判断される場合にのみ適用可能であり、汎用性は必ずしも広くない。とくに近年増加傾向にある海中飼育放流に由来する資源が多い場合には、河川生産されたものと母川回帰能力自体に差がある可能性も示唆されるため、本稿で示した解析では手続き上大きな誤差要因となる。資源管理や漁業管理に用いる資源特性値は、評価対象に対する普遍的な数値であることが望ましい。したがって、同様の試験調査、解析を複数回実施するほか、稚魚の標識放流など別試験や、推定値を漁獲統計や河川捕獲統計を用いて調査時期以

外の対象に引き延ばす解析，漁獲および捕獲の統計数値のみの解析などを併用していくことで，それぞれから得られた情報を総合的に評価し判断していく必要がある。

要 約

1. さけ定置網で漁獲されたシロザケ（アキサケ）の標識放流データに基づいて，北海道におけるサケ資源の管理施策に必要とされる数値情報の簡便な算出方法を開発した。2003～2004年にオホーツク海の3カ所において実施された標識放流試験のデータに適用し，推定結果を考察した。
2. 放流位置付近の漁場における再捕尾数の経時データから，漁場における漁獲死亡係数および漁場から移動分散する一日あたりの確率を推定する方法を示した。河川における再捕尾数の経時データから，漁場に達した群が地元の河川において捕獲されるまでに要する時間の期待値を算出する方法を示した。
3. 放流群のうち，地元河川に由来する資源と他海域河川に由来する資源との比率を推定する方法を示した。放流位置を一定間隔でずらしながら放流することで，放流位置による推定値の偏りを考慮したモデルを活用できることを示した。河川で再捕された群と他海域で再捕された群の年齢組成の傾向差を利用して，放流群全体の比率を推定する方法を示した。

謝 辞

本稿の解析に用いた標識放流データは，北海道立水産孵化場，水産技術普及指導所，各管轄支庁の多数の職員による調査で得られたものである。放流作業は枝幸漁業協同組合および常呂漁業協同組合ならびに両定置部会の全面的な協力のもと実施された。再捕にあたっては，道内外の漁業協同組合およびサケマス増殖事業関連団体の職員，水産加工場，一般の遊漁者など，関係する多数の方々から再捕報告をいただいた。貴重な調査データを蓄積することに積極的に参加いただくことで北海道のサケマス資源管理に多大な貢献をされ

たすべての方々に敬意を表します。

文 献

- 平野義見 (1953). 過去のサケ属魚類標識放流試験と主にその結果から見た北太平洋北西海域に於ける回遊経路 - . 日本水産学会誌, 18, 544 - 577.
- 北海道(1986 - 1996). 秋さけ資源利用配分適正化事業報告書.
- 北海道立水産孵化場(2004). 事業成績書, 66 - 72.
- 市原忠義・米盛 保・浅井久男(1975). 南千島，エトロフ島沖合における南下回遊期のシロザケ（アキサケ）の遊泳行動. 遠洋水産研究所研究報告, 13, 63 - 77.
- 帰山雅秀 (2002). 孵化場生まれと野生のサケ. 「最新のサケ学」(帰山雅秀編) pp96 - 111. 成山堂書店, 東京.
- 北田修一 (2001). 標識放流による生残過程の推測. 「栽培漁業と統計モデル分析」(北田修一編) , pp103 - 170. 共立出版, 東京.
- 永田光博・山本俊昭(2004). サケ属魚類における「人工孵化」の展望. 「サケマスの生態と進化」(前川光司編) , pp.213 - 241. 文一総合出版, 東京.
- 嶋村哲哉・余座和征・長谷川英一・古田昌弘・添田秀男(1987). 北海道網走沖における早期来遊シロザケの遊泳行動. 日本水産学会誌, 53(3), 411 - 415.
- Ogura M and Ishida Y (1995). Homing behavior and vertical movements of four species of Pacific salmon (*Oncorhynchus* spp.) in the central Bering Sea. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Science. 52, 532 - 540.
- さけ・ます資源管理センター (2005). さけ・ます業務管理センター業務報告書, 87 - 89.
- 佐藤六治(1936). 昭和11年度北洋産鮭鱒属魚類の標識放流試験に於て判明せる新回遊経路に就て (第二報). 日本水産学会誌, 6, 251 - 261.
- 上野康弘(1993). 本州太平洋岸域のシロザケ親魚の生態と資源に関する研究. 遠洋水産研究所研究報告, 30, 79 - 206.

2001～2003年の北海道北部暑寒別川における酸性雪の影響

渡辺 智治・安富 亮平・今田 和史

北海道立水産孵化場

Effects of Acid Snow to the Chemical Profiles of the Shokanbetsu River, Northern Hokkaido, Japan during 2001-2003

Tomoharu Watanabe, Ryouhei Yasutomi, and Kazusi Imada

Hokkaido Fish Hatchery, Kitakashiwagi 3-373, Eniwa, Hokkaido 061-1433, Japan

Abstract Slight acidification of stream water was continually observed in a tributary of the Shokanbetsu River system in northern Hokkaido, Japan, during the snowmelt season through 2001-2003. Alkalinity and pH began to decrease as soon as atmospheric temperature rose through February-March. Furthermore, alkalinity and pH showed the lowest values when flow was at its maximum in the tributary through March-April. The lowest pH was 6.74 in the main stem, 6.57 in the tributary, and 6.28 in a rillet of the tributary through 2001-2003. Although the pH of the tributary was low, it was exposed up to neutralization in the main stem. EC reached a peak of over 10 mSm⁻¹ in March during the early snowmelt season. Most water quality indices of the tributary recorded a maximum or minimum value through evening to night after the maximum flow during the snowmelt season. It was considered that the lower pH of 6.28 observed in the Shokanbetsu River system may affect the physiological condition of salmonid fish.

Key words : 酸性雪, 融雪水, pH, 暑寒別川, シロサケ

2001年に積雪量の多い北海道北部日本海側の暑寒別川水系において水質調査を行ったところ, 融雪初期の3月にpHの低下や他の溶存イオンの変動を観測し, 小規模ながら河川水の酸性化が認められた(渡辺ら, 2004)。さらに北海道日本海側のコックリ湖(蘭越町), 当丸沼(神恵内村), および奥沢貯水池(小樽市)においても, 融雪増水時の湖水または貯水のpH低下が報告されている(阿賀ら, 2000; Aga *et al.*, 2001)。特にコックリ湖においては, 経年的に酸性化している兆候を示すデータが得られつつある(阿賀, 2004)。

酸性雨被害が古くから知られているヨーロッパや北米諸国においては1960年代頃から酸性雨や酸性雪によって陸水域が酸性化し, サケ科魚類での被害が報告

されている(Cowling, 1982)。北欧ノルウェーでは1960年代頃から春季の融雪増水時期に酸性雪が多量に流出して河川水のpHが急激に減少する現象が見られ, Snowmelt acidic shockと定義されており, サケ科魚類において血中ナトリウムおよび塩素が減少し, 大きな被害が出ている(Leivestad and Muniz, 1976)。北海道においては陸水の酸性化が進行しはじめて間もないものと予測されるが, ヨーロッパや北米のような状況まで陸水の酸性化が進行した場合, 北海道の主要産業種であるシロサケ*Oncorhynchus keta*や希少種のイトウ*Hucho perryi*をはじめとした北海道に生息するサケ科魚類に与える影響が懸念される。

近年, 酸性降下物の原因物質である二酸化硫黄SO₂

および窒素酸化物 NO_x の排出が中国、台湾、および朝鮮半島など東アジア地域で増大し、わが国の特に日本海側地域へ酸性雨や酸性雪として影響を及ぼしていることが判明している(環境庁, 1997)。日本海側の山陰地方においては冬季に非海塩由来(non-seasalt, nss-)の硫酸イオン nss-SO_4^{2-} および SO_3^{2-} が高濃度になる(山口ら, 1991)。また、北陸地方および東北地方の日本海側においても冬季に nss-SO_4^{2-} の降水量が増加している(北村, 1991, 大泉, 1991)。

野口ら(1999)およびNoguchi *et al.* (2001)による北海道における積雪調査では、日本海側の積雪は H^+ 濃度が高く H^+ 蓄積量が多く、原因として長距離輸送された大気汚染物質の影響が考えられるとしている。また、摩周湖における殺虫剤成分のヘキサクロロシクロヘキサン(HCH)濃度は、中国でHCHが使用禁止となった1984年以降減少しており、大気の流れ線解析からも大陸方面からの輸送が重要となっている(田中, 2004)。今後においても東アジア地域の経済活動によって排出される硫酸酸化物 SO_x や窒素酸化物 NO_x 等の酸性物質が増大することが予想される。

2001年に北海道北部暑寒別川支流において雪融け時期に小規模な河川水の酸性化現象を観測したが(渡辺ら, 2004)、酸性化がどの程度継続しているかは不明であった。このため2001年からさらに引き続き2003年まで暑寒別川水系において水質調査を実施し、暑寒別川における融雪期河川水の酸性化について観測した。

また、融雪時期は日中の温度上昇に伴い、雪融けの進行が急激に変化することから、融雪増水時における水質の日間変動を明らかにすることを試みた。ここでは、これらの結果をまとめて報告する。

材料および方法

調査地域の概要

暑寒別川(北海道増毛町)は、北海道北部日本海に流出する河川で、暑寒別岳(1,491m)、群別岳(1,376m)、および浜益岳(1,258m)等の山岳から成る増毛山地が水源である(Fig. 1)。暑寒別川の流路延長は26.0km、流域面積は99.2 km^2 、暑寒別川一次支流根の沢川の流路延長は2.6km、流域面積は2.5 km^2 である(北海道土木協会, 1995)。暑寒別川流域はわが国でも有数の多雪地帯であり(渡辺ら, 2004)、北海道立水産孵化場道北支場(北海道増毛町, Fig. 1)で観測している積雪量が

2003年には270cmまで達している(Fig. 2)。

河川水質の測定と分析方法

河川水質の観測を、2001年2月27日から2003年7月23日まで行った。融雪期の3月から6月は1~10日おきに採水し、その他の時期は月に1~2回採水した。融雪増水が顕著であった2001年4月29日は6時から18時までの間に1~2時間おきに採水した。さらに2002年4月14日は0時から24時までの間に2~4時間おきに採水した。採水場所は、暑寒別川本流(St. 1)、暑寒別川一次支流根の沢川(St. 2)、および暑寒別川二次支流根の沢川枝沢(St. 3)の3箇所である(Fig. 1)。調査地点の詳細は、渡辺ら(2004)に示すとおりである。

2002年4月14日から2003年7月23日にかけて、根の沢川(St. 2)および根の沢川枝沢(St. 3)においてJIS1点法で流量を計測した。4月14日は0時から24時の間に2時を除いて2時間おきに流速を測定した。川幅を20cm毎に区切り、最後の区間は川幅までの端数の長さを測定し、区間境目毎に水深を測り、6割水深部において流速計(Yokogawa, CR-7)を使用して3回測定しその平均値から流速を求めた。

水質分析項目のうち、水温、pH、および電気伝導度(Electric conductivity, EC)は採水地点で測定し、アルカリ度は採水後速やかに研究室で分析した。2001年4

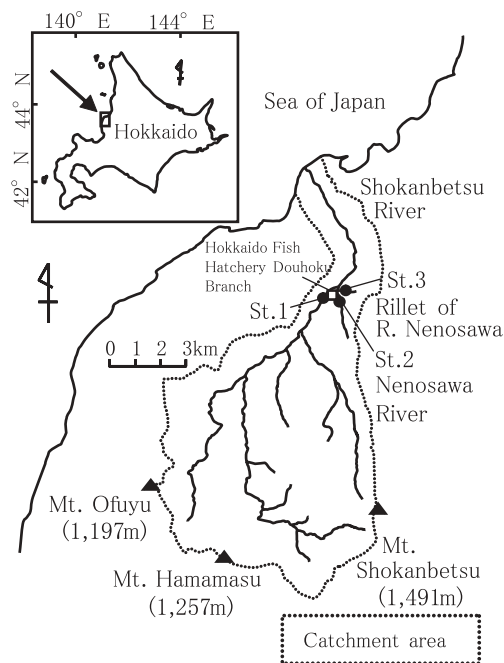


Fig. 1 Sampling sites in the Shokanbetsu River system and their catchment area.

北海道北部河川における酸性雪の影響

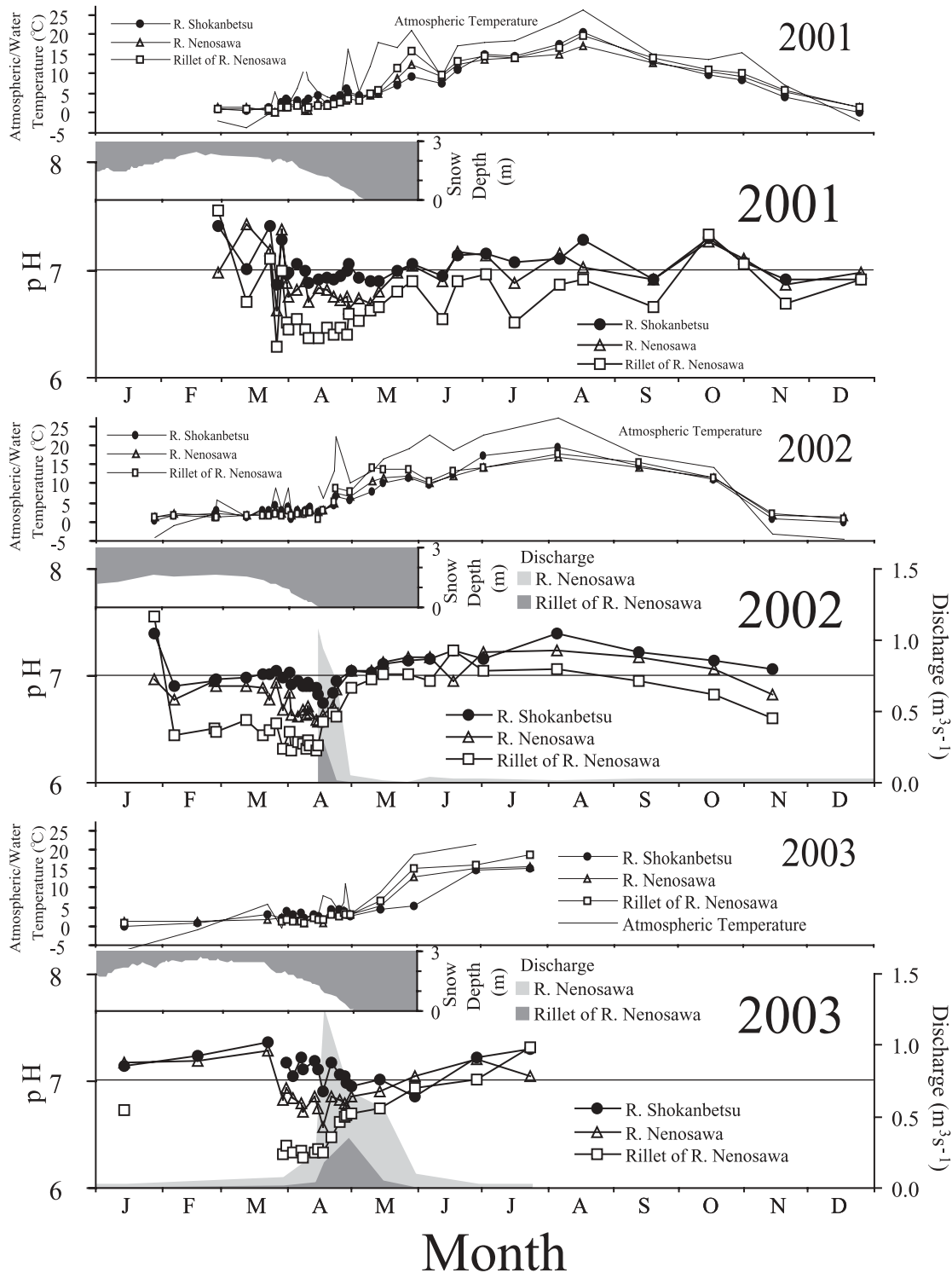


Fig. 2 Seasonal changes in atmospheric and water temperatures (upper) and pH (below) in the Shokanbetsu River system from February 2001 to July 2003. Graphs in the middle of each year show the snow depth measured at the Hokkaido Fish Hatchery Douhoku Branch.

月29日に採水したサンプルのみは、採水したサンプルを冷蔵輸送してSiO₂, NH₄⁺-N, およびPO₄³⁻を測定し、残りを冷凍保存して後日NO₂⁻-N, NO₃⁻-N, Cl⁻, SO₄²⁻, Na⁺, K⁺, Ca²⁺, およびMg²⁺を分析した。分析方法は渡辺ら(2004)と同様である。

2002年7~11月まで道北支場敷地内に直径20cmの漏斗と1Lポリ瓶を設置して日界を9時として降雨を採取した。採取した雨水は、雨量を計測しpHおよび電気伝導度を測定した。

2002年2月15日及び2003年3月21日に道北支場近くの暑寒別川右岸河川敷で積雪を採取した。積雪の採取および分析は、渡辺ら(2004)の方法と同様で、雪表面から地面までを30~55cmの幅で切り出し、融雪水のpHおよび電気伝導度を測定した。

気温デ-タは道北支場に設置してあるデジタル温度計の記録を用いた。

結 果

河川水質の経年変化

Fig. 2に2001年から2003年にかけての暑寒別川本流および支流河川における気温、水温、積雪量、流量、およびpHの変化を示した。積雪量は1月から消雪までを示し、流量は支流2地点における2002年4月14日以降の測定結果を示した。暑寒別川本流(St. 1)の水温は、冬季に0.1℃まで下がり、夏季には20℃を超えた。根の沢川(St. 2)および根の沢川枝沢(St. 3)の水温は、冬季でも1℃台であったが、3月から気温がプラスに転じると雪融け水の影響で0℃台まで低下した。2001年の道北支場の積雪量は245cmに達したが、2002年は少なく165cmであった。2003年は近年では最も積雪量が多く270cmに達した。積雪が消失した日は、2001年が5月7日、2002年が4月15日、2003年が5月2日であった。根の沢川および枝沢の流量は、流量の計測を始めた

2002年4月14日および4月28日が最も多く、その後根の沢川では5月以降、枝沢では4月中旬以降に急激に減少した。枝沢においては、7~9月の間水量が減少し流量を計測できなかった。2003年に最大流量に達した日は、根の沢川が4月17日、枝沢が4月28日であった。その後、根の沢川では6月上旬に急激に水量が減少し、枝沢では5月下旬に水量が激減した。

全地点のpHは、夏季から冬季にかけてpH7程度の中性付近で推移した。しかし、降雨時に採水した2001年7月16日、9月19日、および11月20日の枝沢ではpHが6.51, 6.66, および6.69と低かった。本流においては各年共にpHが中性付近で推移したが、3~5月の融雪期にpH6.9を下回ることがあった。根の沢川および枝沢のpHは、2001年および2003年では3月下旬に急激にpHが低下していたが、2002年においては2月からpHの低下を観測した。また、2001年および2003年では5月にpHが中性に上がっていたが、2002年は4月中旬以降にpHが中性へ上がっていた。いずれの年においても3~5月の融雪期には、融雪後融雪水が河川に到達する時間がより短い支流でpHが低下していた。

2001年から2003年に暑寒別川本流および支流河川水で観測した年毎の最低pHとその観測日をTable 1に示した。本流(St. 1)のpHは、2001年が6.87, 2003年が6.86であったが、2002年は6.74とやや低下した。この最低pHを観測した2002年4月17日は大雨にともない融雪も進み激しく増水していた。支流根の沢川(St. 2)では2002年および2003年でpHが6.57まで低下した。3地点中最もpHが低下したのは、根の沢川枝沢(St. 3)で、2001年および2003年では6.28まで低下し、2002年でも6.30まで低下した。

Fig. 3に2001年から2003年にかけての暑寒別川本流および支流河川における電気伝導度およびアルカリ度の変化を示した。2001年3月の電気伝導度は調査期間中最も高く、本流が12.4 mSm⁻¹, 根の沢川が16.0 mSm⁻¹,

Table 1 Lowest value of pH in the Shokanbetsu River system from 2001 to 2003.

Year	R. Shokanbetsu (Main stem)		R. Nenosawa (Tributary)		Rillet of R. Nenosawa (Rillet)	
	Date	pH	Date	pH	Date	pH
2001	Mar 26	6.87	Mar 26	6.63	Mar 26	6.28
2002	Apr 17	6.74	Apr 15	6.57	Apr 2	6.30
2003	May 30	6.86	Apr 17	6.57	Apr 8	6.28

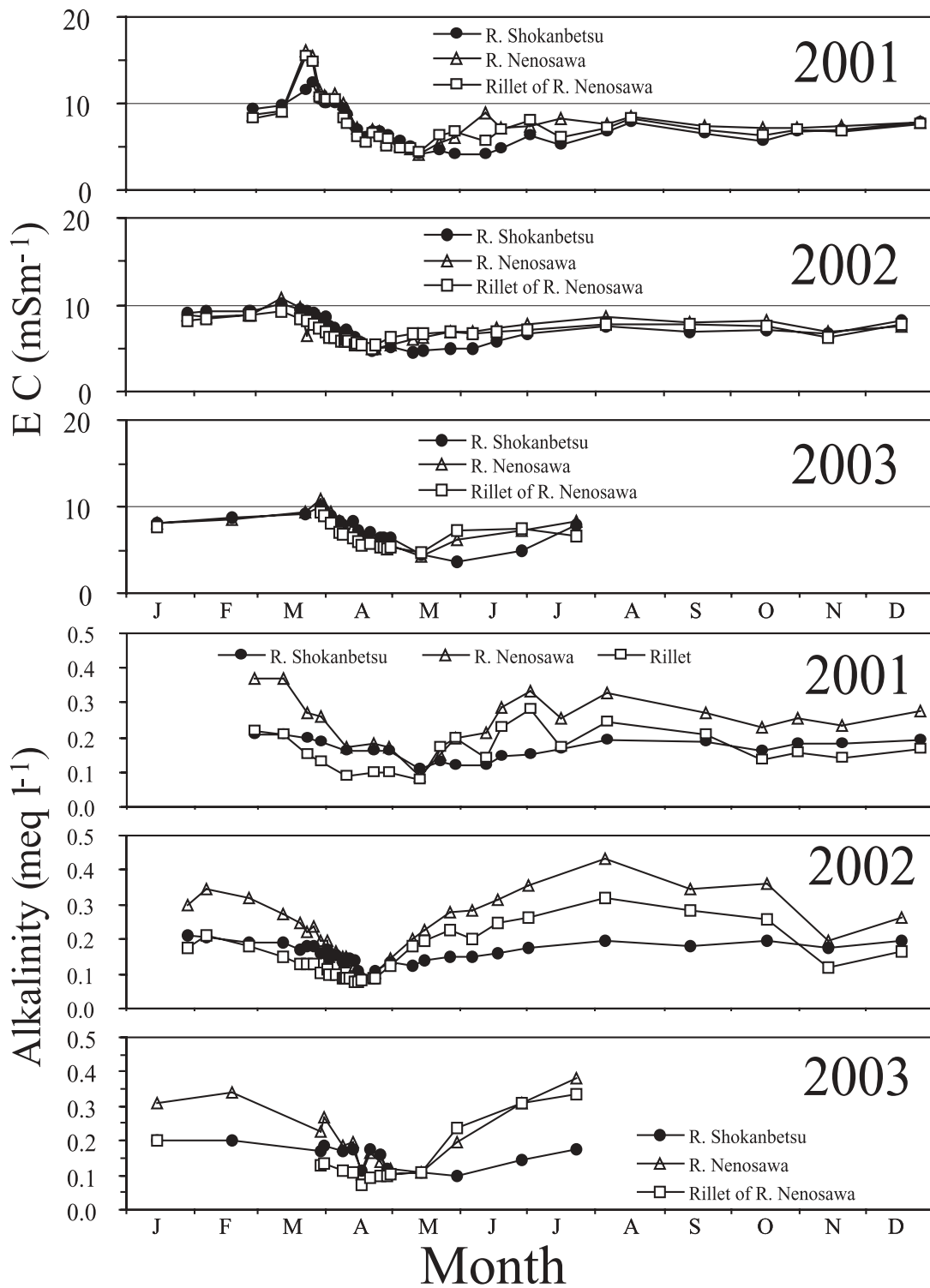


Fig. 3 Seasonal changes of EC (upper) and alkalinity (below) values in the Shokanbetsu River from February 2001 to July 2003.

枝沢が 15.3 mSm^{-1} であった。2002年および2003年についても3月に各地点共にその年の最高値を観測したが、2001年より低く 10.0 mSm^{-1} 程度であった。3月を過ぎると電気伝導度は急激に減少し、2002年では4月に各地点共に最低値を観測し、2001年および2003年では5月に最低値を観測した。アルカリ度は各年共に概ね夏季から冬季にかけて高いが、3月に減少し始めた。2001年全地点および2003年本流は5月に最低値を観測し、2002年全地点と2003年根の沢川および枝沢は4月に最低値を観測した。アルカリ度の最低値は、本流が2002年4月17日の 0.09 meq l^{-1} 、根の沢川が2001年5月13日の 0.09 meq l^{-1} 、枝沢が2003年4月17日の 0.07 meq l^{-1} であった。

融雪増水期の河川水質の日中変化

2001年4月29日 6～18時

Fig. 4および5に2001年4月29日6時から18時にかけての暑寒別川本流および支流河川の気温、水温、および各水質項目における日中の変化を示した。2001年4月29日の気温は、朝6時の最低気温 3.6°C から上昇し続け11時に最高気温 16.8°C に達して、その後夕刻18時には 7.2°C まで降下した (Fig. 4)。水温の変化は、暑寒別川本流 (St. 1) が $3.4 \sim 6.8^{\circ}\text{C}$ 、根の沢川 (St. 2) が $3.0 \sim 6.8^{\circ}\text{C}$ 、および根の沢川枝沢 (St. 3) が $1.6 \sim 4.6^{\circ}\text{C}$ であった。枝沢では、最低水温を観測したのが朝6時ではなく夕刻16時であった。アルカリ度は、本流と根の沢川が同様な変化を示し、昼から漸減し夕刻に最低値に達した。枝沢ではさらに低い数値を示し、夕刻15時に3地点中の最低値 0.08 meq l^{-1} を示した (Fig. 4)。本流および根の沢川のpHは、昼に最高値 (7.11, 6.87) を示した後漸減し、夕刻18時に最低値 (6.89, 6.64) を示した (Fig. 4)。枝沢のpHは、朝6時に最低値6.43を示し、9時から18時まででは $6.52 \sim 6.59$ の間で推移した。3地点の電気伝導度はいずれも午前中は変化がほとんど見られなかったが、昼から夕刻にかけて大きく減少した (Fig. 4)。電気伝導度の最低値は15時の枝沢で 4.78 mSm^{-1} であった。NO₃⁻-Nは、根の沢川と枝沢では昼から漸増し夕刻に最高値を示した (Fig. 4)。本流は根の沢川・枝沢より高い値で推移し、朝の最高値 0.452 mg l^{-1} から漸減し17時に最低値を示した。SO₄²⁻においても、本流は根の沢川・枝沢より高い値で推移し、最高値は本流12時の 6.42 mg l^{-1} であった。枝沢の10時において一時的に急激にSO₄²⁻が増加した (Fig. 4)。この10時に一時的に急激に値が増加する現象は、Mg²⁺、

Ca²⁺、Na⁺、およびCl⁻についても観測された (Fig. 5)。SiO₂、Mg²⁺、Ca²⁺、Na⁺、およびCl⁻は、全地点で概ね日中に最高値を示し、夕刻に最低値を示す傾向が見られた (Fig. 5)。SiO₂およびCa²⁺は本流が高く、雪が融けて間もない支流ほど低い値を示した。Na⁺およびCl⁻は逆に支流が高い値を示した。NH₄⁺-NおよびPO₄³⁻は、午前中は低い値で推移したが、夕刻に急激に増加した。K⁺は測定可能な下限値を下回り測定できない試料が多かった。

2002年4月14日 0～24時

Fig. 6に2002年4月14日における暑寒別川本流および支流根の沢川の気温、水温、積雪量、流量、電気伝導度、アルカリ度、およびpHの日周変化を示した。2002年4月14日の気温は、0時に最低気温 1.6°C を観測し、14時に最高気温 11.2°C を観測した。夕刻から気温が低下し続け20時には 2.3°C まで低下し、24時は 3.0°C であった。暑寒別川本流 (St. 1) の水温は0時および22時に最低水温 3.1°C を、12時および14時に最高水温 6.1°C を観測した。根の沢川 (St. 2) の水温は、最低が20時および22時の 2.8°C 、最高が12時の 5.7°C であった。根の沢川枝沢 (St. 3) は、最低が0, 4, 20, 22, および24時の 2.7°C 、最高が12時の 4.6°C であった。道北支場敷地の積雪は、観測開始時の0時の 18 cm から終了時の24時の 8 cm まで 10 cm 減少した。根の沢川の流量は、8時には最少流量 $0.29 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ であったが、10時から増水し始め16時には最大流量 $0.68 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ に達して、その後漸減した。枝沢においても同様な変動が見られ、最少流量は4～8時の $0.04 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ で、最大流量は18時の $0.13 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ であった。電気伝導度、アルカリ度、およびpHは概ね、枝沢が最も低い値で、本流が最も高い値で推移した。各地点の電気伝導度の最低値は、枝沢が14時、根の沢川が16時、および本流が18時であった。電気伝導度の最低値は14時の枝沢で、 54.8 mSm^{-1} であった。アルカリ度は午前中では変化が小さかったが、昼以降減少し16～18時に最低値を示した。アルカリ度の最低値は、16時の枝沢で 0.08 meq l^{-1} であった。本流のpHは、 $6.89 \sim 7.00$ の間で推移し、22時に最低値を観測した。根の沢川のpHは、0時から6.7程度で推移し、12時に最高値6.81に達した後24時の最低値6.59まで漸減した。枝沢のpHは0時～10時まで6.4程度で推移し、8時が最高値6.47であった。12時から漸減し16時に最低値6.30を観測した。

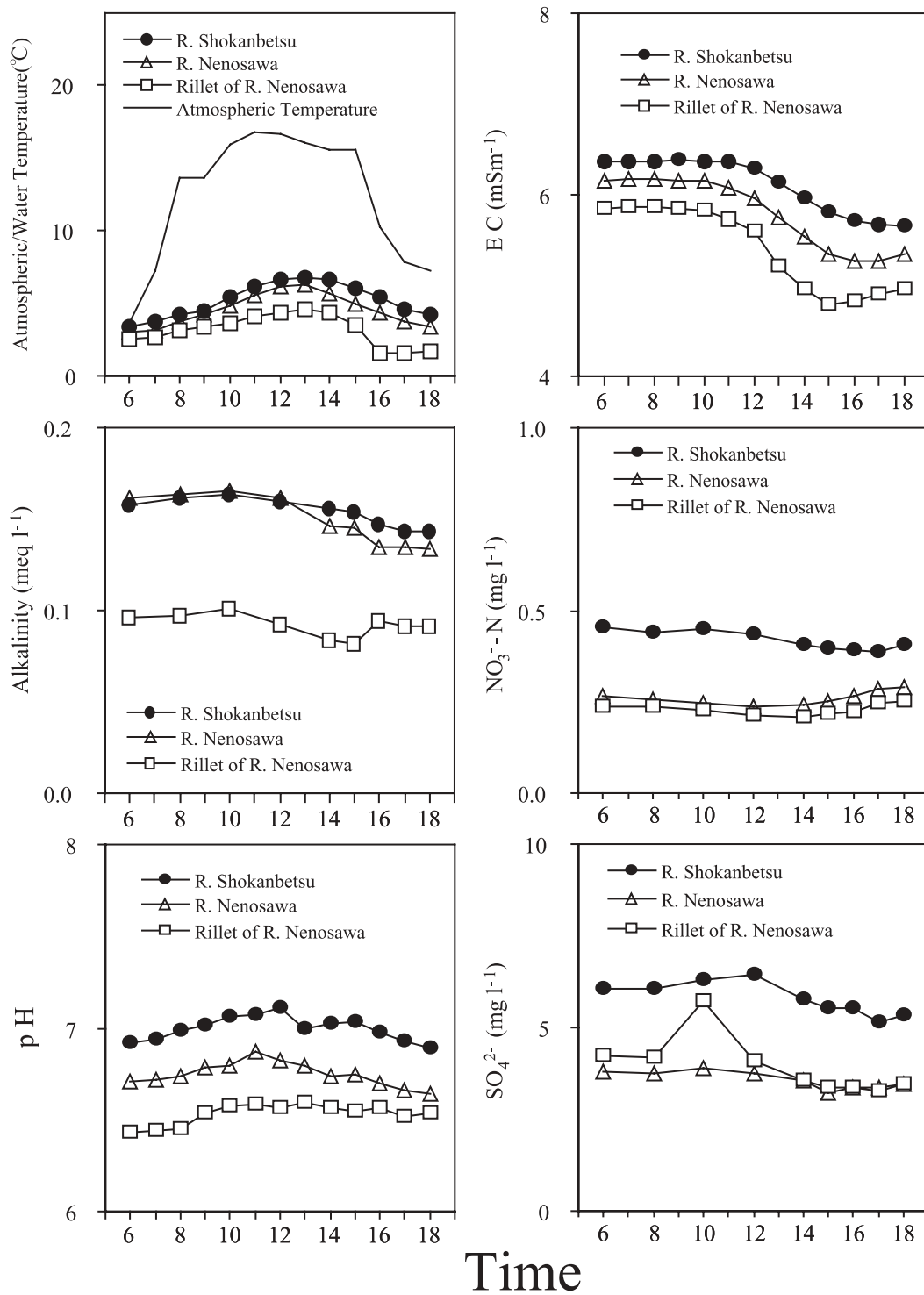


Fig. 4 Change in atmospheric and water temperatures and water quality indices (alkalinity, pH, EC, NO₃⁻-N, and SO₄²⁻) in the Shokanbetsu River on 29 April 2001.

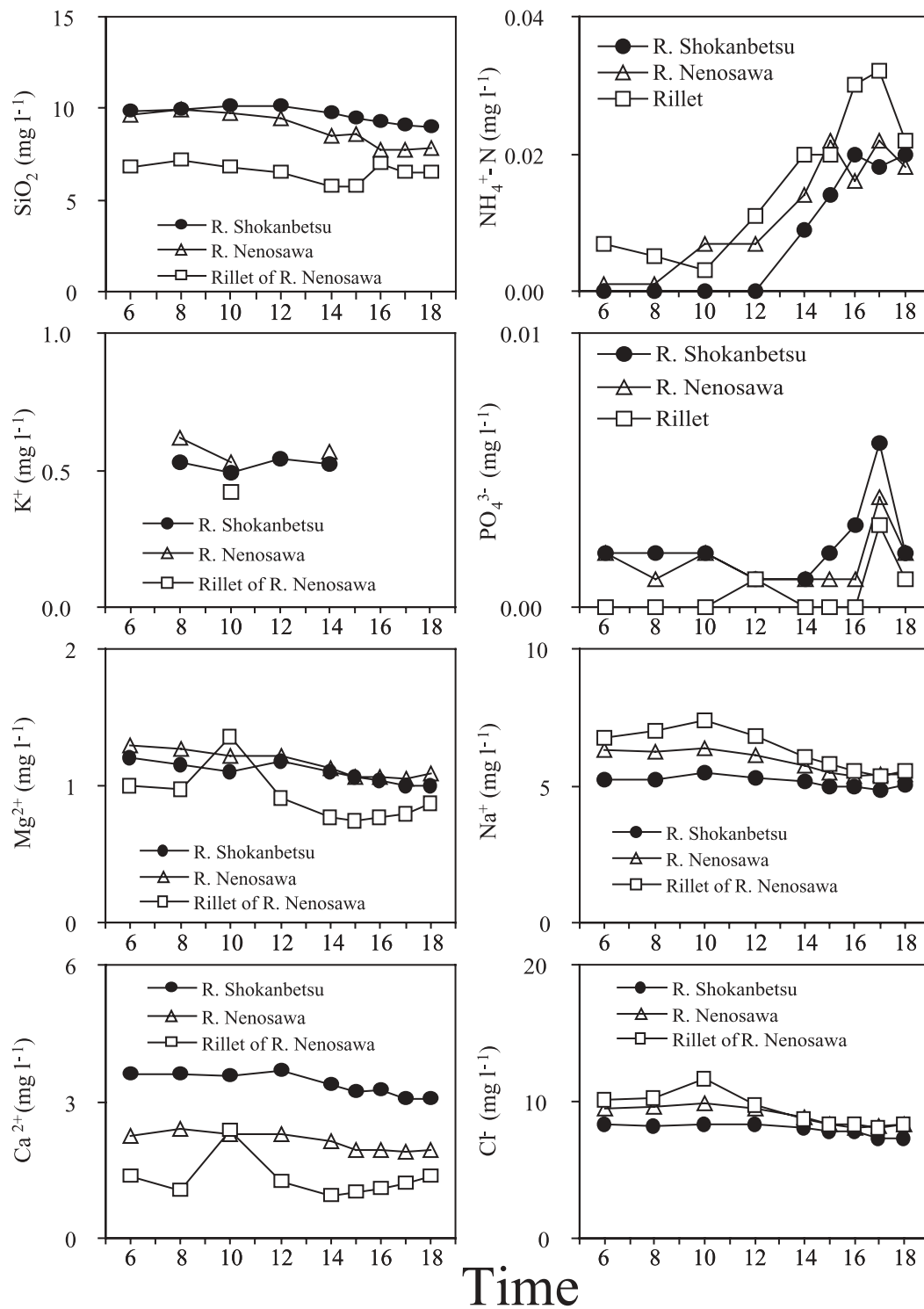


Fig. 5 Change in water quality indices (silicate, phosphate, cation and anion) in the Shokanbetsu River on 29 April 2001.

北海道北部河川における酸性雪の影響

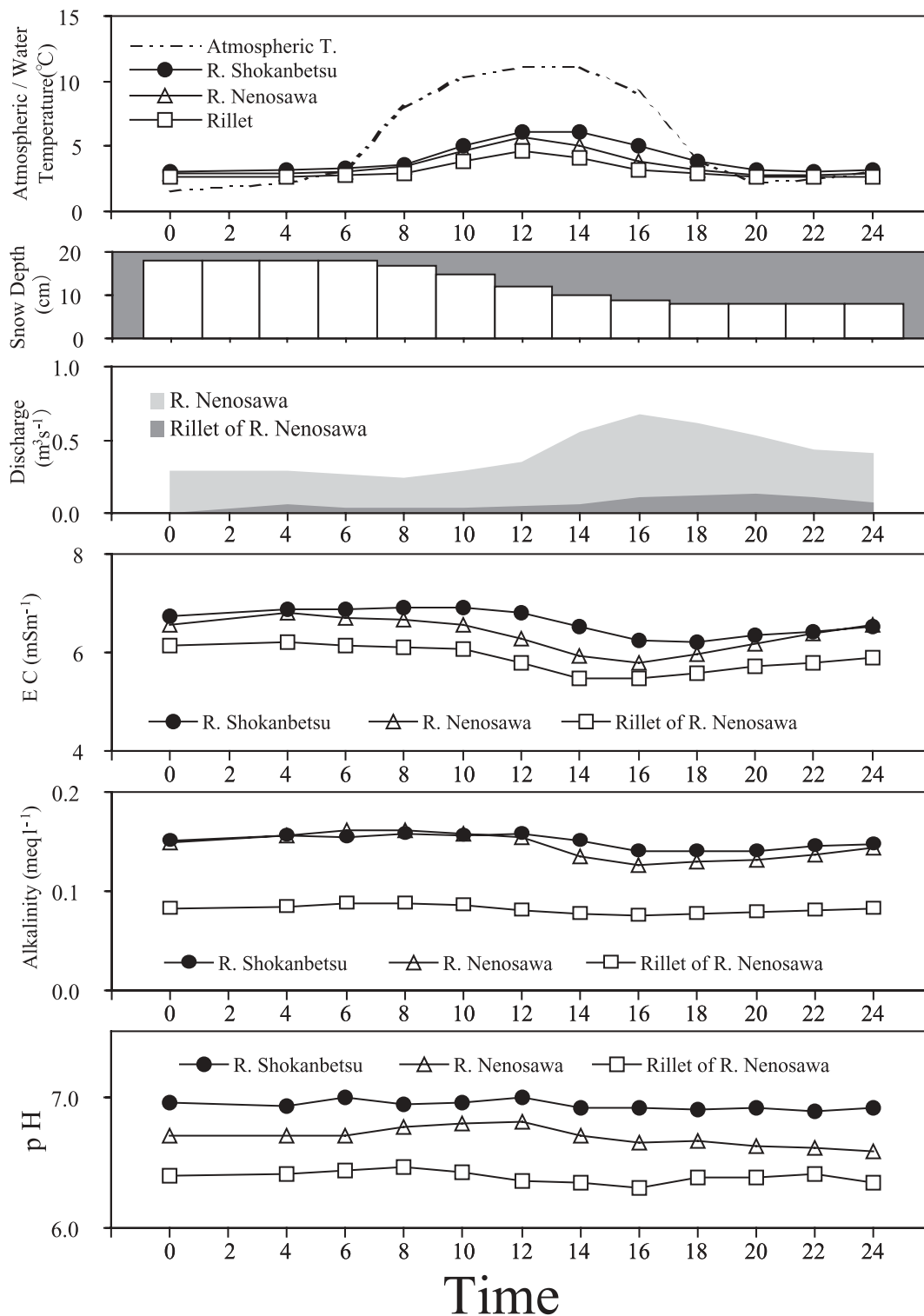


Fig. 6 Diel changes in atmospheric and water temperatures (upper), discharge, EC, alkalinity, and pH (below) in the Shokanbetsu River system, and snow depth (second upper panel) at the Hokkaido Fish Hatchery Douhoku Branch on 14 April 2002.

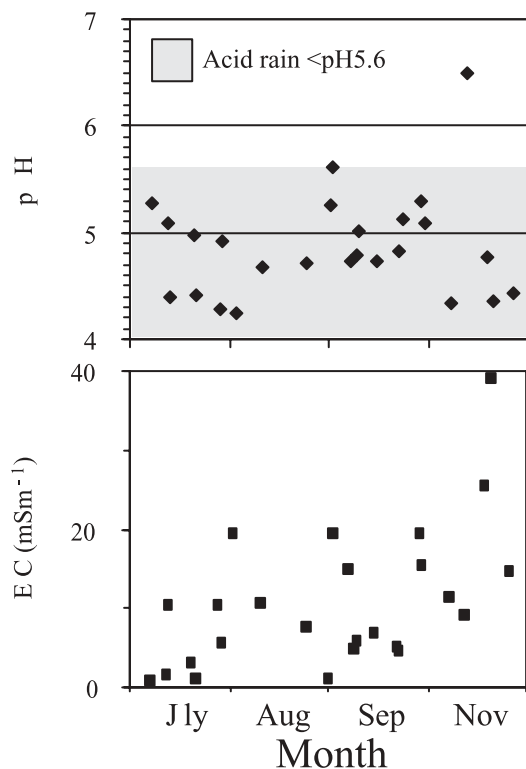


Fig. 7 pH (upper) and EC (below) values of rain water at the Hokkaido Fish Hatchery Douhoku Branch from July to November, 2002.

Table 2 EC and pH values of meltwater from surface to bottom layer, collected at a shore of the Shokanbetsu River, 2002 and 2003.

Date	Hight from bottom (cm)	Size (Width × Depth × Hight) (cm)	Melt water Volume (L)	pH	EC ($mS m^{-1}$)
2002	184 ~ 150	30 × 30 × 30	6.45	4.55	3.39
2.15	150 ~ 110	30 × 30 × 30	8.94	4.44	3.73
	110 ~ 77	30 × 30 × 30	12.07	4.85	2.99
	77 ~ 50	30 × 30 × 25	12.25	4.38	4.93
	50 ~ 25	30 × 30 × 25	8.59	4.46	6.02
	25 ~ 0	30 × 30 × 20	7.05	5.02	3.41
2003	230 ~ 195	30 × 20 × 35	7.81	4.75	5.01
3.21	195 ~ 140	20 × 15 × 55	6.42	4.61	6.67
	140 ~ 90	20 × 15 × 50	6.35	4.61	5.47
	90 ~ 45	20 × 15 × 45	6.92	4.73	4.97
	45 ~ 0	20 × 15 × 45	6.55	5.13	3.41

降雨および積雪の水質分析

Fig. 7に2002年7月から11月にかけての雨水のpHおよび電気伝導度を示す。降雨の観測は8月が7回、9月が3回、10月が11回、および11月が5回実施し、合計26回であった。雨水のpHは4.25～6.49の範囲であり、電気伝導度は0.9～39.1 $mS m^{-1}$ の範囲であった。酸性雨に区分されないpH5.6以上の降雨は、2002年10月2日と11月12日に観測した2回のみであった。

Table 2に2002年2月15日および2003年3月21日に採取した積雪の融雪水pHおよび電気伝導度を示す。2002年2月15日の積雪採取層毎のpHは4.38から5.02の範囲でpH5.6以下と定義される酸性雪であった。同様に2003年3月21日の積雪pHは4.61から5.13の範囲で酸性雪であった。電気伝導度の範囲は2002年2月15日が2.99～6.02 $mS m^{-1}$ で、2003年3月21日が3.41～6.67 $mS m^{-1}$ であった。

考 察

1872年に英国のSmithにより初めて酸性雨Acid rainという言葉が使われ、現在では、pH5.6以下の降水が酸性雨(雪)として考えられている(環境庁, 1997)。2002年7～11月にかけて道北支場で採取した降雨は2回を除いて酸性雨であった。近年日本国内各地でヨーロッパや北米並みのpH4.8程度の酸性雨が恒常的に観測され、北海道北部日本海に位置する利尻島においてもpH4.8～4.9の酸性雨が観測されている(環境庁, 1997)。

また、2002年および2003年に暑寒別川河川敷で採取した積雪は、pH4.44～5.13の酸性雪であった。暑寒別川流域の西に位置する雄冬岬(増毛町)で1992, 1996, 1999, および2000年に調査した積雪もpH4.55～4.70の酸性雪であった(Noguchi *et al.*, 2001)。このように暑寒別川流域、雄冬岬、および利尻島において酸性雨(雪)が観測されていることから、北海道北部の日本海に面する地域では、酸性雨や酸性雪が恒常的に降下していることが推測される。渡辺ら(2004)は、2001年の暑寒別川河川敷の積雪 $Na^+:Cl^-$ 比が海水の比に類似していたことから、積雪成分に冬季の北東季節風による日本海からの風送塩が含有されていると考えた。暑寒別川流域に吹き込む北東季節風の風上は大陸方面である。山口ら(1991)や北村(1991)が本州の山陰および北陸の日本海沿岸地域で観測した結果、大陸方面を通過する気流があった時や冬季の北東季節風が卓越する時

に降水の酸性化が見られるという報告からも、大陸からの酸性物質が冬季の北東季節風により北海道の日本海沿岸地域にまで達していることが推測される。

2001～2003年の暑寒別川水系の河川水は、3月の融雪初期に電気伝導度が 10.0mSm^{-1} を超えると共に、pHやアルカリ度が急激に低下した。2001年では、電気伝導度が本流で 12.4mSm^{-1} を示し、支流で 15.0mSm^{-1} を超えていたが、 NO_3^- -Nや SO_4^{2-} も同時に急増していた(渡辺ら, 2004)。本州日本海に流出する阿賀野川水系阿賀川の源流域(福島県)における水質調査では、1993年2月7日午後12時に電気伝導度が増大し、pHが5.63まで低下した(鈴木, 2004)。ノルウェーでは融雪期に流量が最大となる前の融雪初期段階で H^+ や SO_4^{2-} が最大値となることが報告され、pH shockと定義されている(Johannessen *et al.*, 1980)。融雪初期段階は、 NO_3^- -N、 SO_4^{2-} 、および H^+ の急増により魚類への影響が最も懸念される時期と考えられる。融雪初期の3月は、秋に産卵するサケ科魚類の稚魚の浮上期と一致する。太平洋サケ属*Oncorhynchus*において発眼卵期から孵化後の若魚まで耐酸性を調べた結果、浮上期に最も耐酸性の低いことが証明されている(Rombough, 1983, 生田ら, 1992)。サケマス飼育の上で、飼育魚が3月に浮上し飼育水に河川水を利用している場合は、酸性度が最も強い融雪初期の酸性融雪水に警戒する必要がある。暑寒別川流域の積雪は、2001年および2003年では積雪が多く、2002年では少なかった。積雪量に応じて河川水の酸性化時期も変化が見られ、おおよそではあるが雪が多い2001年および2003年では酸性化時期が3～5月であり、雪が少ない2002年では酸性化時期が2～4月であった。このように河川水の酸性化時期は積雪量に対応して変動した。

本研究において、融雪増水期の日間の水質変動を調査した結果、支流において夕刻から夜間にかけて流量が最大となると共に、pHおよびアルカリ度が最小値に達し、 NO_3^- -Nが最大に達して河川水が最も酸性化することが明らかとなった。今後、融雪期の河川水の酸性化を評価する際は、夕刻に採水することが重要である。わが国のサケ増殖事業においては、シロサケを春に放流するが、今後酸性化が進行した場合においても春季融雪期の夕刻に最も河川水が酸性化することが懸念されるため、シロサケの河川放流には時刻による環境変化にも注意していく必要がある。

ヨーロッパや北米東部地域において化石燃料の燃焼、金属の精錬、および産業発展に伴い発生する硫酸また

は硝酸エアロゾルが増加した結果、環境が酸性化し、魚類では急激な斃死、成長の減退、骨格異常が発生し、とりわけ繁殖が阻害されている(Haines, 1981)。ヨーロッパや北米において、酸性環境がサケ科魚類に与える影響について調べた研究が多数報告されている。Rombough(1983)は太平洋サケ属稚魚の耐酸性を24時間半数致死pH(LC₅₀)によって評価し、降海性が強い魚種ほど耐酸性が低いとしている。同様に生田ら(1992)は、わが国に生息するサケ科魚類の稚魚期の耐酸性を評価し、降海性が強い太平洋サケ属で耐酸性が低く、河川生活性が強いイワナ*Salvelinus leucomaenis*で耐酸性が高い傾向があることを報告している。北海道の主要産業種であるシロサケやカラフトマス*O. gorbusha*は、浮上して間もなく降海することから、比較的耐酸性が低いものと考えられる。

Ikuta(2000)は、陸水の酸性化が淡水魚類へ与える影響を要約し、環境水のpHが4.5以下に下がると浸透圧調節が阻害されるとしている。シロサケ稚魚をpH5以下の硫酸酸性水に24時間曝露すると血中ナトリウムが減少した(Watanabe *et al.*, 1995)。同様に暑寒別川流域の酸性雪を融解した酸性水(pH4.89)にシロサケ稚魚を曝露すると24時間後には血中ナトリウムが減少し、72時間後には死亡する個体も出現した(渡辺ら, 2004)。本研究で融雪期の暑寒別川河川水質を調べた結果pHの低下が見られたが、本流では6.74までの低下に留まり、支流でも6.28までの低下であった。pH6前半の酸性水では浸透圧調節は阻害されないが、ヒメマス*O. nerka*およびブラウントラウト*Salmo trutta*の母川回帰や繁殖行動が阻害され(Ikuta *et al.*, 2001, Kitamura and Ikuta, 2000, 2001)、北米のfathead minnow(*Pimephales promelas*)およびfinescale dace(*Phoxinus neogaeus*)において捕食者に対する警告フェロモンの分泌が抑制される(Brown *et al.*, 2002)。このようにpH6前半の酸性水においても魚類に対する影響が考えられ、酸性融雪水が暑寒別川や他の北海道日本海に面する河川に生息する魚類へ与える影響が懸念される。また、わが国では北海道のみに生息する希少魚のイトウは、春に河川を遡上し産卵するが、酸性融雪水を忌避して産卵場所への回帰を中断することも考えられる。本研究により北海道北部暑寒別川支流において融雪期に小規模な酸性化が経年的に発生していることが判明した。現段階では融雪期の暑寒別川河川水のpHは6.28までの低下に留まっているが、今後大陸からの酸性物質の輸送が継続した場合、さらに酸性化が進行す

る恐れがある。陸水の酸性化が急激に進行した場合、酸性融雪水が北海道のサケ増殖事業へ与える影響が最も懸念される。今後は北海道の特に日本海沿岸地域において融雪水の酸性化状況を監視し、水生生物との係わりについて注視していく必要がある。

要 約

1. 2001～2003年にかけて北海道北部暑寒別川水系において河川水の水質を調査した結果、融雪初期3月末にpHおよびアルカリ度が低下する共に、電気伝導度が増加しており、小規模な河川水の酸性化が経年的に継続して観測された。
2. 各水質項目は、暑寒別川本流、支流根の沢、支流根の沢枝沢の順で最大または最小の極値が大きくなり、雪が融けてから流出するまでの時間がより短い支流で強く酸性化していた。
3. 各調査地点の最低pH値は、暑寒別川本流がpH6.74（2002年4月17日）、支流根の沢がpH6.57（2002年4月15日、2003年4月17日）、支流根の沢枝沢がpH6.28（2001年3月26日、2003年4月8日）であった。
4. 2001～2003年の暑寒別川河川水において融雪初期に酸性融雪水による小規模な酸性化が継続して観測された。しかし、pHの低下は支流においても6.28に留まったことから、暑寒別川に生息する魚は酸性雪による致命的な影響を受けていないものと考えられる。
5. 融雪増水期の支流においては、日間の流量が最大となる夕刻から夜間にpHおよびアルカリ度が最小値に達し、 NO_3^- -Nが最大に達して河川水が最も酸性化した。

謝 辞

本文中の北海道立水産孵化場道北支場積雪量の一部は、松田清治氏が観測した積雪記録を使用させていただいた。また、水産孵化場の河村博元増毛支場長（現さけます資源部長）、新谷康二前増毛支場長（現養殖病理部長）、および宮本真人元増毛支場増殖科長（現さけます資源部）には本研究の遂行に配慮いただいた。北海道環境科学研究センターの野口泉氏、西野修子氏、および坂田康一環境科学部長には文献収集に際して便宜を図っていただくと共に本研究に関する情報提供をいただいた。ここに記して厚くお礼申し上げます。

文 献

- 阿賀裕英・野口泉・三上英敏・五十嵐聖貴・藤田隆男・坂田康一 (2000). 北海道における酸性雨陸水影響調査の現状．北海道環境科学研究センター所報，27, 46 - 59.
- Aga, H., Noguchi, I. and Sakata, K. (2001). Aquatic chemistry of a reservoir during the thaw season. *Water, Air, and Soil Pollution*, **130**, 811 - 816.
- 阿賀裕英 (2004). 酸緩衝能の低い日本海側小湖沼での酸性化モニタリング．北海道環境科学研究センター所報，31, 93 - 96.
- Brown, G. E., Adrian, J. C., Jr., Lewis, M. G. and Tower, J. M. (2002). The effects of reduced pH on chemical alarm signaling in ostariophysan fishes. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **59**, 1331 - 1338.
- Cowling, E. B. (1982). An historical perspective on acid precipitation. Acid rain/Fisheries (R. E. Johnson, ed.), pp. 15 - 31. American Fisheries Society, Bethesda.
- Haines, T. A. (1981). Acidic precipitation and its consequences for aquatic ecosystems: A Review. *Trans. Am. Fish. Soc.*, **110**, 669 - 707.
- 生田和正・鹿間俊夫・織田三郎・奥本直人 (1992). サケ科魚類の発眼卵と稚魚の耐酸性評価. *Bull. Natl. Res. Inst. Aquaculture*, **21**, 39 - 45.
- Ikuta, K., Yada, T., Kitamura, S., Ito, F., Yamaguchi, M., Nishimura, T., Kaneko, T., Nagae, M., Ishimatsu, A., Iwata, M. (2000). Recent studies on the effects of acidification on fish in Japan. *Global Environmental Research*, **4(1)**, 79 - 87.
- Ikuta, K., Munakata, A., Aida, K., Amano, M. and Kitamura, S. (2001). Effects of low pH on upstream migratory behavior in land-locked Sockeye salmon *Oncorhynchus nerka*. *Water, Air, and Soil Pollution*, **130**, 99 - 106.
- Johannessen, M., Skartveit, A. and Wright, R. F. (1980). Streamwater chemistry before, during and after snowmelt. Proc. Int. conf. ecol. Impact acid precip., Norway 1980. SNSF project, 224 - 225.
- 環境庁地球環境部 (1997). 「酸性雨 - 地球環境の行方」 (環境庁地球環境部監修), 中央法規, 東京.
- 北村守次 (1991). 北陸地区における酸性雨現象の実態.

- 公害と対策. **27(2)**, 46 - 49.
- Kitamura, S. and Ikuta, K. (2000). Acidification severely suppresses spawning of hime salmon (land-locked sockeye salmon, *Oncorhynchus nerka*). *Aquatic Toxicology*, **51**, 107 - 113.
- Kitamura, S. and Ikuta, K. (2001). Effects of acidification on salmonid spawning behavior. *Water, Air and Soil Pollution*, **130**, 875 - 880.
- Leivestad, H. and Muniz, I. P. (1976). Fish kill at low pH in a Norwegian river. *Nature*, **259**, 391 - 392.
- 野口泉・加藤拓紀・酒井茂克・岩田理樹・秋山雅行・大塚英幸・坂田康一・阿賀裕英・松本寛 (1999). 酸性雪およびその陸水への影響. 「酸性環境の生態学」(佐竹研一編), pp. 226 - 236. 愛智出版, 東京.
- Noguchi, I., Katou, T., Sakai, S., Iwata, R., Akiyama, M., Ohtsuka, H., Sakata, K., Aga H. and Matsumoto, Y. (2001). Snowcover components in northern Japan. *Water, Air, and Soil Pollution*, **130**, 421 - 426.
- 大泉毅 (1991). 東北地区における酸性雨の実態. 公害と対策. **27(2)**, 32 - 36.
- Rombough, P. J. (1983) Effects of low pH on eyed embryos and alevins of Pacific salmon. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **40**, 1575 - 1582.
- 鈴木啓助 (2004). 渓流水の酸性化をもたらす融雪水. 地球環境. **9(1)**, 49 - 60.
- 社団法人北海道土木協会 (1995). 「北海道河川一覧」(北海道土木部河川課監修), p. 55. 社団法人北海道土木協会, 札幌.
- 田中敦 (2004). 有機汚染物質. 「摩周湖モニタリングデータブック」(国立環境研究所地球環境研究センター・北見工業大学・北海道環境科学研究センター編), pp. 27 - 30. 国立環境研究所, 茨城.
- Watanabe, T., Ida, H. and Iwata, M. (1995). Serum ion regulation in Pacific salmon exposed to short term acidwater stress during seaward migratory and post migratory seasons. *Fisheries Science*, **61(2)**, 353 - 354.
- 渡辺智治・安富亮平・今田和史 (2004). 融雪水が小河川の酸性化とシロサケ稚魚およびサクラマス幼魚の浸透圧調節機能へ与える影響. 北海道立水産孵化場研報. **58**, 41 - 51.
- 山口幸祐・田中文夫・多田納力・中尾允・五明田孝・原宏 (1991). 山陰地区における酸性雨現象の実態と推移. 公害と対策. **27(2)**, 56 - 62.

Seasonal Change in Serum Agglutination Titer against *Renibacterium salmoninarum* in Farmed Masu Salmon *Oncorhynchus masou*

Makoto Hatakeyama ^{*1}, Koki Miura ^{*2}

^{*1}Hokkaido Fish Hatchery Doto branch, Maruyama 3-1-10, Nakashibetsu, Hokkaido 086-1164, Japan

^{*2} (Present address) Hokkaido Central Fisheries Experimental Station, Hamanakacho 238, Yoichi, Hokkaido 046-8555, Japan

Abstract Chronic bacterial kidney disease (BKD) in masu salmon, *Oncorhynchus masou* was investigated at a fish farm. In previous cases at the farm, BKD broke out concentrating in the spring-to-early-summer season. To clarify the factors of the seasonal limitation of an outbreak, the BKD infection rate of the fish was determined by isolating *Renibacterium salmoninarum* at certain intervals. In addition, the agglutination titer against *R. salmoninarum* and total immunoglobulin M (IgM) levels of the fish serum were researched as indications of host reactions against the bacteria. A seasonal change in the agglutination titer against *R. salmoninarum* was found. The characteristics of the seasonal change in the titer were a moderate increase from summer at age 0⁺ until winter at 1⁺, an acute decrease in spring at 1⁺, a moderate recovery from summer at 1⁺ until winter at 2⁺, an acute decrease in spring at 2⁺ and a moderate decrease until spawning. A seasonal change in the agglutination titer was also found in the fish group that was negative on the bacterial isolation. The seasonal change in the agglutination titer did not completely accord with the seasonal changes in total IgM levels or water temperature. From the characteristics of the seasonal change in the agglutination titer and the past timing of outbreaks on the farm, the occurrence of BKD was considered to be closely correlated with a decrease in the agglutination titer against *R. salmoninarum*.

Key words: masu salmon, BKD, agglutination titer

Introduction

Masu salmon, *Oncorhynchus masou*, is anadromous salmonid distributed in the Far East and an important species for fisheries in Japan (Machidori and Kato, 1984). In Hokkaido, artificial stock enhancement of this species has been performed using fish produced by pond culture as a counter plan against the trend of decreasing stock since the 1970s (Nagata, 2002).

A problem in fish culture is bacterial kidney disease (BKD) caused by the pathogen, *Renibacterium*

salmoninarum. The infection has often been observed since 1973, which saw the first outbreak in Hokkaido (Awakura, 1978). Most serious characteristic of this disease is intra-ovum infection reported by Evelyn *et al.* (1984). This vertical infection (infection from parents to offspring) of *R. salmoninarum* means that the disinfection of the egg surface using povidone-iodine is not always effective. Kimura (1978) researched the features of natural outbreaks of BKD and stated that the infection tended to be chronic on farms, and sometimes caused high mortality if certain triggers were present.

^{*1}, E-mail: hatakeyamam@fishexp.pref.hokkaido.jp

In this study, we researched the farm that had often suffered damage by BKD in order to obtain knowledge about what triggers an outbreak. In past cases at the farm, BKD mostly broke out from spring to early summer. To clarify the factors of the seasonal limitation of an outbreak, the BKD infection rate of the fish was determined by isolating *R. salmoninarum* at certain intervals. In addition, the agglutination titer against *R. salmoninarum* and total immunoglobulin M (IgM) levels of the fish serum were researched as indications of host reactions against the bacteria.

Materials and Methods

Fish

Masu salmon, *Oncorhynchus masou*, cultured at a farm located southwest of Hokkaido Prefecture of Japan was researched. Past outbreaks of BKD on the farm were recorded by the Hokkaido Fish Hatchery as the diagnosis document (Table 1). The fish researched in this study were hatched in 1998 (Group 1), in 1999 (Group 2) and in 2000 (Group 3). Sampling data including date, number of fish, fish age, and average body weight of fish are shown in Table 2. The fish collected at the last samplings in Group 1 (3 Oct. 2001) and Group 2 (24 Sep. 2002) were female after spawning. The water for the fish culture was drawn from a nearby river, and sometimes mixed with well water. The water temperature of the pond was measured automatically using a temperature sensor.

Detection of the bacteria

R. salmoninarum was detected from the fish kidney by cultivation using an agar medium based on KDM-2 (Evelyn, 1977). The medium consisted of proteose peptone No. 3 (DIFCO LABORATORIES Inc., Detroit, Michigan, U. S.) at 10 g per l, yeast extract (DIFCO LABORATORIES) at 0.5 g per l, cystein hydrochloride at 1 g per l, and agar (DIFCO LABORATORIES) at 15 g per l. This medium was supplemented with 1% of the broth medium (same component as described medium except the agar) spent for the culture of *R. salmoninarum*. The test agar plates were incubated at 15 °C for 4 weeks. The bacterial colony cultured on the test

Table 1 Past outbreaks of bacterial kidney disease on the farm researched in this study ^{*1}

Date of diagnosis	Age of infected-fish	Water temperature (°C) ^{*2}
5 July 1988	2 ⁺	13
29 May 1992	2 ⁺	9
5 July 1994	2 ⁺	15
24 July 1997	2 ⁺	18
4 June 1999	2 ⁺	14
2 May 2000	1 ⁺ , 2 ⁺	8

^{*1} Outbreaks of BKD were recorded in the diagnosis document of Hokkaido Fish Hatchery.

^{*2} Approximate temperature of the rearing water during the outbreak.

Table 2 Sampling data

Group	Date	Fish age	Number of fish	Average weight of fish (g)
1	7 May 2001	2 ⁺	30	407.3
1	10 Jul. 2001	2 ⁺	30	609.8
1	3 Oct. 2001	2 ⁺	41	703.5
2	7 May 2001	1 ⁺	30	36.1
2	10 Jul. 2001	1 ⁺	30	81.0
2	26 Sep. 2001	1 ⁺	30	209.4
2	5 Feb. 2002	2 ⁺	30	292.7
2	17 May 2002	2 ⁺	30	508.1
2	24 Sep. 2002	2 ⁺	40	741.4
3	10 Jul. 2001	0 ⁺	30	1.5
3	26 Sep. 2001	0 ⁺	30	10.1
3	5 Feb. 2002	1 ⁺	30	25.2
3	16 May 2002	1 ⁺	30	64.4
3	26 Aug. 2002	1 ⁺	30	180.1
3	18 Dec. 2002	2 ⁺	30	368.0
3	28 Mar. 2003	2 ⁺	30	429.5

plate was identified by the agglutination test using an antibody against *R. salmoninarum* (Kirkegaard & Perry Laboratories Inc. Geithersburg, Maryland, U.S.).

Serum agglutination titer against

R. salmoninarum

R. salmoninarum, strain 20-1, isolated from masu salmon reared at the farm in 1998 was cultured in order

to determine the agglutination titer of the fish serum. A liquid culture of the strain was inactivated by heating at 100 °C for 30 min. The cells were harvested by centrifugation at 12,000 X *g* for 10 min, and suspended with phosphate-buffered saline (PBS) at optical density (600 nm) 0.5. The serum obtained from the fish blood was serially diluted with PBS. Fifty microliters of diluted serum was mixed with the same volume of the bacterial suspension in the 96-well microplate with a rounded bottom (IWAKI, Co. Ltd., Tokyo, Japan). The agglutination titer was read after incubation at 20 °C for 18 h.

IgM concentration of the serum

The IgM concentration of the fish serum was measured by ELISA. A solution of rabbit IgG against masu salmon IgM (anti-masu salmon IgM) was kindly supplied from Prof. A. Hara, Graduate School of Fisheries, Hokkaido University, Japan. The protocols for the preparation of rabbit IgG against masu salmon IgM were described by Fuda *et al.* (1991).

Fifty microliters of fish serum diluted 160-fold with PBS was dropped on the wells of the ELISA plate (IWAKI) and incubated at 4 °C for 18 h. The wells of the plate were washed three times with PBS-T, PBS containing 0.05 % of Tween 20 (Bio-Rad, Inc., Hercules, California, U.S.). For blocking, 100 µl of PBS-T containing skim milk at 2 % was dispensed to each well and incubated at 4 °C for 6 h. The wells were washed three times with PBS-T. Fifty microliters of anti-masu salmon IgM diluted 1000-fold with PBS-T was dispensed to the wells and incubated at 20 °C for 18 h. The wells were washed three times with PBS-T. A HRP-labeled IgG against rabbit IgG (from goat, Bio-Rad) was diluted 2000-fold with PBS-T. Fifty microliters of the HRP-labeled IgG solution was dispensed to each well and incubated at 37 °C for 2 h. The well was washed five times with PBS-T. Fifty microliters of the solution for color development (0.1 M Na₂HPO₄, 0.05 M citrate, o-phenyrendiamine tetra chloride at 100 mg per l and 0.03 % of H₂O₂) was dispensed to the wells and incubated at room temperature for 15 min in the dark. Finally, 50 µl of 0.1 M H₂SO₄ was added to the wells. The optical density (absorbance) at 405 nm was measured on a

microplate reader, MPR 4Ai (TOSOH Co. Ltd., Tokyo, Japan). The standard curve was conducted by the densities of the serial dilutions of a pre-measured serum supplied from the Graduate School of Fisheries, Hokkaido University, Japan.

Results

Temperature of rearing water

The water temperature of each pond was continuously recorded during the research period. The monthly averages of the temperatures at 10 a. m. are shown in Fig. 1. The water temperature changed seasonally. The maximum averages in the years (15.5 °C to 17.5 °C) were recorded in August. The minimum averages in the years (2.8 °C to 3.7 °C) were recorded in December or January.

Infection of bacterial kidney disease

The rates of the infected fish in each group are shown in Fig. 2. Infections were detected in Group 1 and Group 2. In Group 1, infections were detected at every three samplings. The rates of the infected fish in Group 1 were 26.7 % on 7 May 2001, 10.0 % on 10 July 2001 and 25.0 % on 3 October 2001. In Group 2, infection was detected only once (3.3 % on 5 February 2002) in six samplings. Infection was not detected in Group 3 during the research period.

Changes in serum agglutination titer against *R. salmoninarum*

The serum agglutination titer against *R. salmoninarum* was classified to < 1: 40, 1:40, 1:80, 1:160 and 1:360. The results of the serum agglutination titer are shown in Fig. 3 as the columns consisted of the percentages of the titer classes at each sampling. The titer of Group 1 decreased from May at age 2⁺ until the maturation period in October. The titer of Group 2 increased from May at age 1⁺ until February at age 2⁺. From February at age 2⁺, the titer of Group 2 decreased until maturation period of October. The titer of Group 3 tended to increase from July at age 0⁺ until February at age 1⁺. The titer of Group 3 decreased once in May at age 1⁺, and increased again until December at age 2⁺.

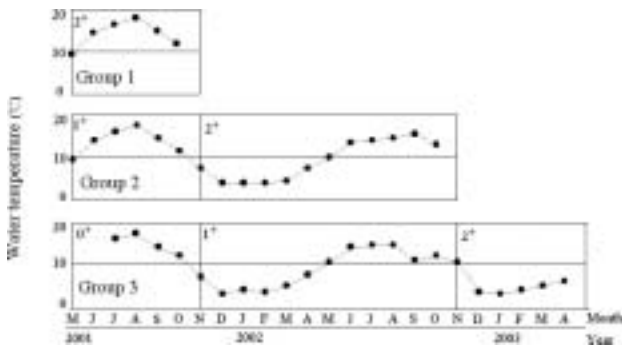


Fig. 1 The temperature of rearing water for each group. Each circle indicates the monthly average of the temperature at 10 a. m. The graphs for the groups are arrayed corresponding to the fish age.

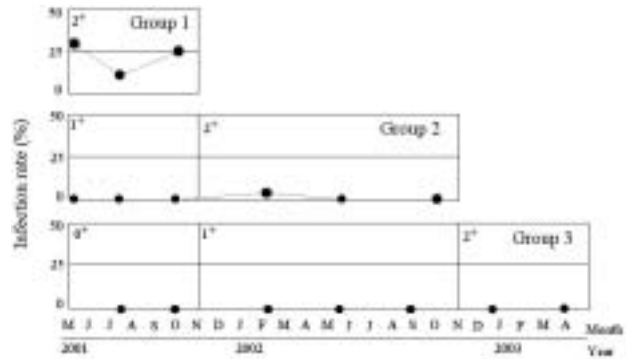


Fig. 2 Infection rate in each group. Each circle indicates the percentage of infected fish. The graphs for the groups are arrayed corresponding to the fish age (0⁺, 1⁺ and 2⁺) and sampling date.

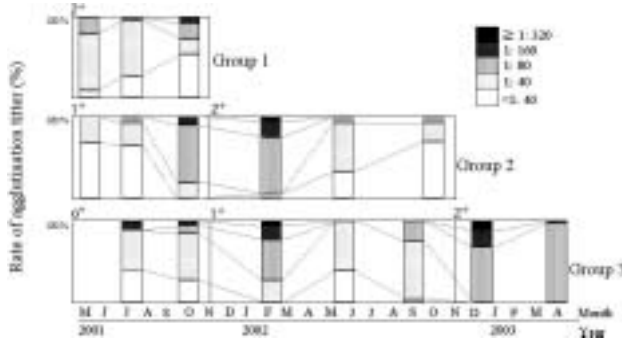


Fig. 3 Serum agglutination titer against *Renibacterium salmoninarum* in each group. The rates of titer classes are indicated as percentage columns and arrayed corresponding to the fish age (0⁺, 1⁺ and 2⁺) and sampling date.

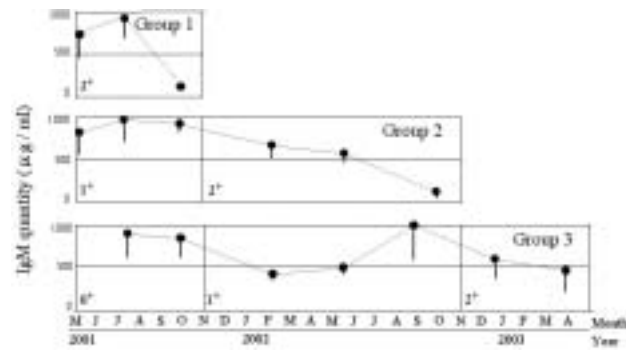


Fig. 4 IgM level in each group. Each circle indicates the average of IgM (μg per ml). Bar indicates standard deviation. The graphs for the groups are arrayed corresponding to the fish age (0⁺, 1⁺ and 2⁺) and sampling date.

Changes in IgM concentration

The serum IgM levels of each group are shown in Fig. 4. The average serum IgM levels were 390 to 967 μg per ml except for the sampling of the post-spawned fish. The average IgM levels of the post-spawned fish (final sample in Group 1 and Group 2) were in the range of 100 to 200 μg per ml. The IgM levels of Group 1 (age 2⁺) increased from May until July, and decreased until the final sampling in October. The levels of Group 2 increased from May until July at age 1⁺. Then, the levels started to decrease until September at age 2⁺. The IgM levels of Group 3 tended to decrease from July at age 0⁺ until February at age 1⁺. The levels of Group 3 increased once until August at age 1⁺, and decreased again until March at age 2⁺.

Correlation between infection and the parameters

In Group 1, BKD infections were detected at every three samplings (Fig. 2). The agglutination titer and IgM levels of Group 1 were analyzed comparing infected fish with non-infected fish. From the compositions of the titer class percentages (Fig. 5), the titers of the infected fish were clearly higher than the titers of the non-infected fish at every sampling. The IgM data are shown in Fig. 6. The means of the IgM levels of the infected fish showed no significant difference (*t-test*) with the means of the levels of the non-infected fish at every samplings.

Discussion

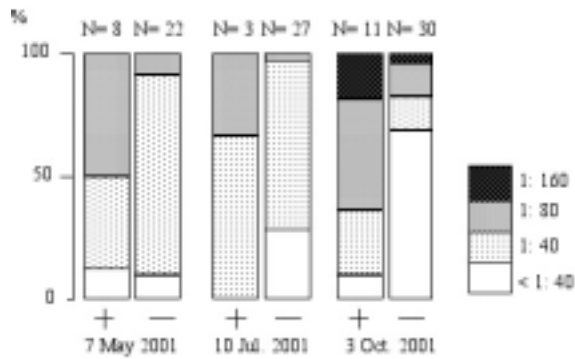


Fig. 5 Correlation between the infection and the agglutination titer. The agglutination titer on Group 1 was analyzed comparing infected fish with non-infected fish. The rates of classes of agglutination titer against *Renibacterium salmoninarum* are indicated as percentage columns. Sampling date is attached with each column. Plus and minus indicate infected fish and non-infected fish, respectively.

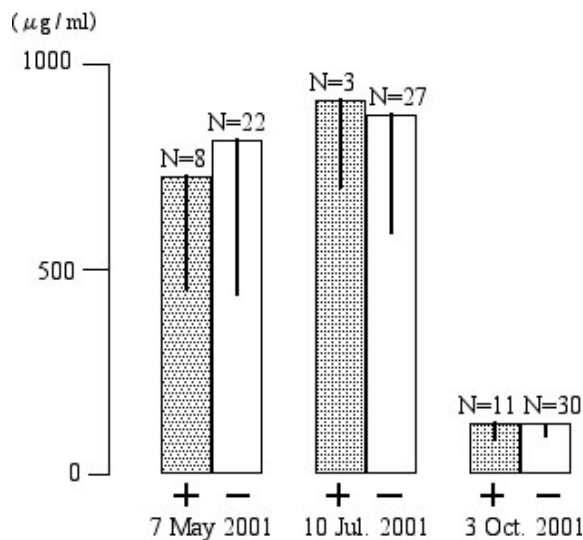


Fig. 6 Correlation between the infection and the IgM level. The IgM level on Group 1 was analyzed comparing infected fish with non-infected fish. Averages of IgM level are indicated as columns with standard deviation (bar). Sampling date is attached with each column. Plus and minus indicate infected fish and non-infected fish, respectively.

Past outbreaks of BKD were concentrated from spring to early summer at the farm researched (Table 1). The water temperature of the term was 8 to 18 (Table 1). The temperature during this critical period was in the range suitable for *R. salmoninarum* growth. However, the concentration of the outbreaks cannot be explained completely by the seasonal change in temperature, because the temperature suited for bacterial growth was also recorded in the autumn.

In this study, the agglutinating reaction against *R. salmoninarum* changed seasonally (Fig. 3). This seasonal change in the agglutination titer was also found in the fish group that was negative on the bacterial isolation (Fig. 2). The characteristics of the seasonal change of the life cycle were a moderate increase from summer at age 0⁺ until winter at 1⁺, an acute decrease in spring at 1⁺, a moderate recovery from summer at 1⁺ until winter at 2⁺, an acute decrease in spring at 2⁺ and a moderate decrease until the spawning season. The significant point of the characteristics was assumed to be a decrease in spring.

The agglutinating reaction of fish serum against bacteria is an important defense of hosts for the exclusion of pathogens, and this is defined by the role of immunoglobulin (Kaattari and Piganelli, 1996). The elevation of agglutination titer is usually induced by contact with the bacteria. There are studies that attempted to find infected fish by ELISA detecting immunoglobulin against bacterial pathogens. Yoshimizu *et al.* (1992) suggested the application of ELISA for the prevention of flunclosis on a farm. Jansson and Lijungberg (1998) have reported the utility of ELISA by experimental infection with BKD. The humoral response of fish due to infection was clearly detected in their study. Elevation of the agglutination titer due to the infection was also found in our research (Fig. 5). However, the seasonal change in the agglutination titer found in this study indicates that the titer can change due to certain factors not correlated with the infection.

Serum IgM levels also changed seasonally (Fig. 4). The seasonal change in total IgM levels was found to have a similar trend to the change in water temperature

(Fig. 1). In the fish after spawning, IgM levels were remarkably low level (Fig. 4). IgM levels may not indicate the presence of BKD infection or activity of host defense against the bacteria, because an elevation of IgM was not observed in infected fish (Fig. 6). The seasonal change in total IgM did not completely accord with the change in the agglutination titer. A difference in the seasonal changes was observed in the winter. The agglutination maintained relatively high titers, contrary to the low IgM levels in the winter. This fact may indicate that the agglutination titer (the levels of IgM for the bacterial agglutination) changes seasonally due to certain factors that are different from the total IgM levels.

Seasonal changes in immune response were reported in some fish species (Burreson and Frizzell, 1986; Nakanishi, 1986). For salmonid fish, Lopez-Fierro *et al.* (1994) reported that total IgM and the agglutination titer against *Yersinia ruckeri* had low values in the winter in farmed rainbow trout. Tatner (1996) stated that the natural change in the immunological parameters of the fish cannot be concluded simply due to the change in water temperature, because a seasonal change in immunological reaction was also observed in the fish reared at a constant temperature. Fish immunity may be influenced by hormone levels that change through lifecycle events. In coho salmon, serum cortisol levels greatly elevated due to acute stress during parr-smolt transformation (Barton *et al.*, 1985). Masu salmon is also a salmonid that undergoes parr-smolt transformation in spring at age 1⁺ (Kubo, 1980). Nagae *et al.* (1994) investigated the immuno-modulation by cortisol, and found that the oral administration of cortisol resulted in a decrease of IgM levels in masu salmon.

In this study, we found seasonal changes in the agglutination titer against *R. salmoninarum*. We consider that chronic BKD may cause high mortality when the host defenses including the agglutination titer decrease. On the farm researched, BKD may break out in spring or early summer because of low levels of host defense against bacteria and a suitable temperature for bacterial growth. In addition, the disease may not cause high mortality in autumn because the levels of defense are high.

Acknowledgements

The authors would like to express deep gratitude to Prof. Akihiko Hara at the Graduate School of Fisheries, Hokkaido University who advised us regarding the ELISA techniques and provided us with the antibody.

References

- Awakura, T. (1978). Bacterial kidney disease in mature salmonid. *Fish Pathology*, 13, 53 - 54 (in Japanese).
- Barton, B. A., Schreck, C. B., Ewing, R. D., Hemmingsen, A. R. and Patino, R. (1985). Changes in plasma cortisol during stress and smoltification in coho salmon, *Oncorhynchus kisutch*. *General and Comparative Endocrinology*, 59, 468 - 471.
- Burreson, E. M. and Frizzell, L. J. (1986). The seasonal antibody response in juvenile summer flounder (*Paralichthys dentatus*) to the hemoflagellate (*Trypanosoma bullockii*). *Veterinary Immunology and Immunopathology*, 12, 395 - 402.
- Evelyn, T. P.T. (1977). An improved growth medium for the kidney disease bacterium and some notes on using the medium. *Bulletin de l'office international des epizooties*, 87, 511 - 513.
- Evelyn, T. P.T., Ketcheson, J. E. and Prosperi-Porta, L. (1984). Further evidence for the presence of *Renibacterium salmoninarum* in salmonid eggs and for the failure of povidone-iodine to reduce the intra-ovum infection rate in water-hardened eggs. *Journal of Fish Disease*, 7, 178 - 182.
- Fuda, H., Soyano, K., Yamazaki, F. and Hara, A. (1991). Serum immunoglobulin M (IgM) during early development of masu salmon (*Oncorhynchus masou*). *Comparative Biochemistry and Physiology A*, 99, 637 - 643.
- Jansson, E. and Lijungberg, O. (1998). Detection of humoral antibodies to *Renibacterium salmoninarum* in rainbow trout *Oncorhynchus mykiss* and Atlantic salmon *Salmo salar* challenged by immersion and in naturally infected populations. *Disease of Aquatic Organisms*, 33, 93 - 99.
- Kaattari, S. L. and Piganelli, J. D. (1996). The specific

- immune system: Humoral defense. In The fish Immune system. (G. Iwama and T. Nakanishi ed.) pp. 207 - 254. Academic Press, Tokyo.
- Kimura, T. (1978). Bacterial Kidney disease of salmonids. Fish Pathology, 13, 43 - 52 (in Japanese).
- Kubo, T. (1980). Studies on the life history of the "masu" salmon (*Oncorhynchus masou*) in Hokkaido. Scientific reports of the Hokkaido Salmon Hatchery, 34, 1 - 95 (in Japanese).
- Lopez- Fierro, P., Razquin, B., Alvarez, F., Alonso, J. and Villena, A. (1994). Seasonal changes in the immune system of rainbow trout. Developmental and Comparative Immunology, Supplement, 18, S184 (abstract).
- Machidori, S. and Kato, F. (1984). Spawning population and marine life of masu salmon (*Oncorhynchus masou*). International North Pacific Fisheries Commission Bulletin, 43, 138p.
- Nagae, M., Fuda, H., Ura, K., Kawamura, H., Adachi, S., Hara, A. and Yamauchi, K. (1994). The effect of cortisol administration on blood plasma immunoglobulin M (IgM) concentrations in masu salmon (*Oncorhynchus masou*). Fish Physiology and Biochemistry, 13, 41 - 48.
- Nagata, M. (2002). Ecological studies on dispersal of newly emerged masu salmon fry, *Oncorhynchus masou*. Scientific reports of the Hokkaido Fish Hatchery, 56, 1 - 87.
- Nakanishi, T. (1986). Seasonal change in the humoral immune responses and lymphoid tissue of marine teleost, *Sebasticus marmoratus*. Veterinary Immunology and Immunopathology, 12, 213 - 221.
- Tatner, M. F. (1996). Natural changes in the Immune system of fish. In The fish immune system. (G. Iwama and T. Nakanishi ed.) pp. 255 - 287. Academic Press, Tokyo.

- Yoshimizu, M., Direkbusarakom, S., Nomura, T., Ezura, Y. and Kimura, T. (1992). Detection of antibody against *Aeromonas salmonicida* in the serum of salmonid fish by the enzyme linked immunosorbent assay. Fish Pathology, 27, 73 - 82.

和文摘要

池中飼育サクラマスの細菌性腎臓病病原菌 (*Renibacterium salmoninarum*) に対する血中凝集抗体価の季節的変動

畑山 誠・三浦 宏紀

ある養魚施設のサクラマスに発生する細菌性腎臓病 (BKD) について調査した。調査対象とした養魚施設は1980年代後半からたびたびBKDの発生がみられ、その病歴記録により、比較的高率な死亡を伴うBKDの発生は春から初夏に限定されることがわかった。発生の季節が限定されることについて、その原因を明らかにすることは慢性的BKDの病態を知る上で重要と考えられる。病勢の季節的変動の指標として、経時的にサクラマス腎臓組織からの原因菌 (*R. salmoninarum*) の検出を行い、感染率の推移を調査した。同時にBKDに対する抗病性の指標としてサクラマス血液の病原菌に対する凝集抗体価の測定とトータルなimmunoglobulin M (IgM)の定量を行った。調査によりサクラマス血液の原因菌に対する凝集抗体価は年齢1⁺, 2⁺ともに春季に大きな落ち込みがあることが推察された。この凝集抗体価の季節的変動は原因菌が検出されなかった群においても確認された。これらの結果より慢性的BKDが春から初夏に大量死をもたらすことについて、サクラマスの凝集抗体価等の抗病性の低下が引き金になっていることが考えられた。凝集抗体価の変動要因は不明であるが少なくともIgM量の季節変動や水温変化と連動するものではないことが明らかとなった。

(Short paper)
**Genetic Diversity of Infectious Hematopoietic Necrosis
Virus Isolated in Hokkaido, Japan**

Makoto Hatakeyama *

* Hokkaido Fish Hatchery Doto branch, Maruyama 3-1-10, Nakashibetsu, Hokkaido 086-1164, Japan

Abstract The NV gene sequence of the IHN virus isolated in Hokkaido, Japan, was investigated in order to obtain knowledge about the genetic evolution of the virus. Four strains isolated in the 1980s (HLR-1, HSR-3, HLM-3 and HSM-1) and four strains isolated in the 2000s (Hen 00, Hhi 01, Hni 00 and Hch 01) were used in this study. All the NV genes were found to be 336 in nucleotide length. The genetic distances (substitutes / positions) of the combinations of the isolates in the 1980s were 0.015 to 0.033. The genetic distances of the isolates in the 2000s were 0.039 to 0.086. The phylogenetic tree constructed from the sequence data indicated that the diversity of NV genes of the isolates in the 2000s was higher than that of the isolates in the 1980s. Through an analysis including of other NV gene sequences deposited in GenBank, strain RB-76 isolated in the United States was found to be similar to strain HSR-3. The substitutes between strain RB-76 and strain HSR-3 were 2 nucleotides per 336 positions (0.006 in genetic distance). Each sequence data of eight strains isolated in Hokkaido showed highest similarity with the data of strain RB-76. The results suggest that the IHN virus in Hokkaido evolved from an origin similar to that of strain RB-76.

Key words: IHN, genetic diversity, NV gene

Infectious hematopoietic necrosis (IHN) is still a serious problem in salmonid culture. The IHN virus may have high variation because the distribution of the virus has spread in the world since the 1950s. Techniques for researching the polymorphisms of the IHN viral gene have been reported. Oshima *et al.* (1995) researched the variety by T1 ribonuclease fingerprinting. Kurath *et al.* (1995) reported the utility of RNase protection assay. In the techniques for researching genetic variations, nucleotide sequencing may bring the most detailed data. The IHN virus genome is a single-stranded antisense RNA encoding the N, P, M, G, NV and L gene (Kurath *et al.*, 1985). Nichol *et al.* (1995) researched the nucleotide divergence of the G and NV gene of the virus isolated in the United States. They concluded that the phylogenetic

relationships of the virus correlated with the localities of the isolate origins. In this report, the NV gene sequences of four strains isolated in the 1980s (1986-1989) and the four isolated in the 2000s (2000-2001) were investigated in order to obtain knowledge about the genetic evolution of the IHN virus in Hokkaido, Japan.

The IHN virus strains used for this study were isolated from salmonid reared at private farms in Hokkaido, Japan (Table 1). The details of the origins including location or farm name have been eliminated from Table 1 because of commercial privacy. For virus multiplication, RTG-2 cells (Wolf and Quimby, 1962) were cultured at 20 °C with Eagle's minimum essential medium (MEM) supplemented with fetal bovine serum

* E-mail: hatakeyamam@fishexp.pref.hokkaido.jp

at 10 %, penicillin at 100 I.U. per ml and streptomycin at 100 µg per ml. RTG-2 cells cultured in 25 cm² flask were infected with IHN virus at MOI 1, and incubated at 15 for 72 h. Infected cells were harvested by mechanically detaching from the flask bottoms, and centrifugation at 1000 X *g* for 10 min. Nucleic acid was purified from cell pellets by SepaGene (Sankyo Junyaku Co., Ltd., Tokyo, Japan) according to the manual. The obtained pellets containing the IHN virus genome were dissolved in distilled water, and used for RT-PCR. RT-PCR was conducted by Titan One Tube RT-PCR (Roche Diagnostic Inc., Indianapolis, Indiana, U. S.). The primers for NV gene amplification were designed from the published sequence of strain WRAC (Morzunov *et al.*, 1995; Gene Bank accession number L40883). The nucleotide sequences of the primers were Forward (5'-CAAAAAGAGACAATGGACCAC-3') and Reverse (5'- CTTTCTGTGATGGGGTGCTGT-3'). RT-PCR was performed in a mixture (50 µl in the total volume) containing 1 µl RNA sample, 1 µl primers (20 µM), 10 µl 5 X buffer (of the kit), 5 µl dNTPs (2 mM each, Perkin-Elmer Inc., Boston, Massachusetts, U. S.), 2.5 µl dithiothreitol (100 mM, of the kit), 1 µl of the enzyme containing reverse transcriptase and DNA polymerase (of the kit), and 1.5 µl RNasin (RNase inhibitor, 40 units per µl, Promega Inc., Madison, Wisconsin, U.S.). Temperature cycling was performed by Gene Amp 2400 (Perkin-Elmer). The reaction mixtures were incubated for reverse transcription (50 for 30 min), and were then incubated for 35 cycles composed of denaturation (94 for 30 sec), annealing (55 for 30 sec) and extension (68 for 45 sec). Finally, the reaction tubes were incubated for additional extension (68 for 7 min). The PCR products obtained were ligated into plasmid vector pCR 2.1 (Invitrogen Inc., Carlsbad, California, U. S.). The plasmid vector was transfected into competent *E.coli* cells (strain Top 10 F'). In order to determine the sequences, the plasmid was purified from the transformed *E.coli* clone using FlexiPrep kit (Amersham Pharmacia Biotech AB., Uppsala, Sweden). The sequences of the NV genes were determined by an automatic sequencer, ALF-2 (Amersham Pharmacia Biotech), using Autocycle sequencing kit (Amersham Pharmacia Biotech). The sequence edits were per-

Table 1 Strains of IHN virus isolated in Hokkaido, Japan

Strain	Year	Host
HLR-1*	1989	Rainbow trout
HSR-3*	1986	Rainbow trout
HLM-3**	1988	Masu salmon
HSM-1**	1988	Masu salmon
Hen 00	2000	Rainbow trout
Hhi 01	2001	Rainbow trout
Hni 00	2000	Rainbow trout
Hch 01	2001	Sockeye salmon

*: The strain was reported by Suzuki and Sakai (1989).

** : The strain was reported by Suzuki and Sakai (1991).

formed by a software package, GeneWorks 2.45 (Teijin Science Technology Co., Ltd., Yokohama, Japan). A phylogenetic tree was constructed by Clustal W 1.7 (Thompson *et al.*, 1994), and drawn by TreeView (Page, 1996).

The nucleotide sequences of the NV gene were shown in Table 2. All the NV genes were found to be 336 in nucleotide length including the start and stop signal. The genetic distances (substitutes / positions) of the strains are shown in Table 3. The genetic distances of all combinations of the isolates in the 1980s (HLR-1, HSR-3, HLM-3 and HSM-1) were 0.015 to 0.033. The genetic distances of the isolates in the 2000s (Hen 00, Hhi 01, Hni 00 and Hch 01) were 0.039 to 0.086. The phylogenetic tree constructed from the sequence data is shown in Fig. 1. The tree clearly indicates that the diversity of the NV genes of the isolates in the 2000s was higher than that of the isolates in the 1980s. These findings indicate that the diversity of the virus may have increased in Hokkaido, Japan.

Nicol *et al.* (1995) have researched the divergence of the IHN virus isolated in the United States by an analysis of sequence data including the NV gene (GenBank accession number L40871- L40882). The genetic distances of the NV gene between the isolates used in their study and the isolates in this report were calculated (Table 4). Out of 12 strains isolated in the United States, strain RB-76 was found to be similar to strain HSR-3. The substitutes of the NV gene between strain RB-76 and strain HSR-3 were only 2 nucleotides

Table 2 Nucleotide sequences of NV gene encoded in the IHN virus strains isolated in Hokkaido, Japan

	1	10	20	30	40	50	60	70	80	90
	atggaccacc	gygamayaaa	cacgmwcatg	gargcactca	gagamgytct	gcgrtacaag	aacraggtgg	ccggacacgs	yttctcttt	
HLR-1	*****	*t*c*c**	***aa***	**g*****	****a*t**	***a*****	***g*****	*****g	c*****	
HSR-3	*****	*t*c*c**	***aa***	**g*****	****a*t**	***a*****	***g*****	*****g	c*****	
HLM-2	*****	*t*c*c**	***at****	**g*****	****a*t**	***a*****	***g*****	*****c	t*****	
HSM-1	*****	*t*c*c**	***aa***	**g*****	****a*t**	***g*****	***g*****	*****g	c*****	
Hen00	*****	*t*a*t**	***ca***	**g*****	****c*c**	***a*****	***g*****	*****g	c*****	
Hhi01	*****	*c*a*c**	***aa***	**a*****	****a*c**	***a*****	***g*****	*****g	c*****	
Hni00	*****	*c*a*c**	***aa***	**g*****	****a*c**	***a*****	***g*****	*****g	c*****	
Hch01	*****	*t*a*t**	***aa***	**g*****	****a*t**	***a*****	***a*****	*****g	c*****	
	100	110	120	130	140	150	160	170	180	
	raygacggwg	acctggtmtg	gckkgargag	gacgacgmr	mrcrtggaggcg	gyyttacgat	gtcgtcammg	sactgatytb	ytccaagagg	
HLR-1	g*c*****t	*****a**	**gt**a***	*****cac	*a*****	*ct*****	*****cc*	c*****t*c	c*****	
HSR-3	g*c*****t	*****a**	**gt**a***	*****caa	*a*****	*ct*****	*****ac*	c*****c*c	c*****	
HLM-2	g*c*****a*	*****a**	**gt**a***	*****caa	*a*****	*ct*****	*****ac*	c*****c*c	c*****	
HSM-1	g*c*****a*	*****a**	**gt**a***	*****aaa	*a*****	*ct*****	*****ac*	c*****c*c	c*****	
Hen00	g*c*****a*	*****a**	**gt**a***	*****caa	*g*****	*ct*****	*****ac*	c*****c*c	c*****	
Hhi01	a*c*****a*	*****a**	**gt**a***	*****caa	*a*****	*ct*****	*****ac*	c*****c*g	c*****	
Hni00	g*c*****a*	*****a**	**gt**g**	*****aaa	*a*****	*tc*****	*****ac*	g*****c*c	t*****	
Hch01	g*t*****a*	*****c**	**tg**a***	*****cga	*a*****	*ct*****	*****aa*	c*****c*t	c*****	
	190	200	210	220	230	240	250	260	270	
	atgcagcsag	taytgtacat	ggacctcagy	atcaccaagg	gcgargggya	tytaytttk	gtggatctcc	arggrvmyaa	gaaccgcytg	
HLR-1	*****g**	*t*****	*****c	*****	***g**c*	*c*c****t	*****	*a**gacc**	*****c**	
HSR-3	*****g**	*t*****	*****c	*****	***g**c*	*c*c****t	*****	*g**gacc**	*****c**	
HLM-2	*****g**	*t*****	*****c	*****	***g**c*	*c*c****t	*****	*g**gacc**	*****t**	
HSM-1	*****g**	*t*****	*****c	*****	***g**c*	*c*c****t	*****	*g**gacc**	*****t**	
Hen00	*****g**	*c*****	*****t	*****	***g**c*	*c*c****t	*****	*g**gacc**	*****c**	
Hhi01	*****g**	*t*****	*****c	*****	***g**c*	*c*c****t	*****	*g**acac**	*****t**	
Hni00	*****g**	*t*****	*****c	*****	***g**c*	*c*c****t	*****	*g**ggac**	*****c**	
Hch01	*****c**	*t*****	*****c	*****	***a**t*	*t**t***g	*****	*g**gact**	*****c**	
	280	290	300	310	320	330	336			
	tacaaagarc	mccgrtcag	gagacatctg	atmctgattg	argamttct	tgcttatcyc	agatag			
HLR-1	*****a*	c**a*****	*****	**c*****	*a**c****	*****c*	*****			
HSR-3	*****a*	a**a*****	*****	**c*****	*a**c****	*****c*	*****			
HLM-2	*****a*	c**g*****	*****	**c*****	*g**c****	*****c*	*****			
HSM-1	*****a*	c**a*****	*****	**c*****	*a**c****	*****c*	*****			
Hen00	*****a*	c**a*****	*****	**a*****	*a**c****	*****t*	*****			
Hhi01	*****a*	c**a*****	*****	**c*****	*a**c****	*****c*	*****			
Hni00	*****g*	c**a*****	*****	**c*****	*a**c****	*****c*	*****			
Hch01	*****a*	c**g*****	*****	**c*****	*a**a****	*****c*	*****			

per 336 positions (0.006 in genetic distance). Furthermore, each sequence data of eight strains isolated in Hokkaido showed highest similarity with the data of strain RB-76. Through the analysis, it was suggested that strain HSR-3 and strain RB-76 evolved

from the same origin. The results also suggest that the IHN virus in Hokkaido evolved from the origin similar to strain HSR-3. Winton (1991) stated that worldwide distribution of the IHN virus was due to the movement of infected fish and eggs. Yoshimizu (1996) also reported

Table 3 Genetic distance among the strains

	HLR-1	HSR-3	HLM-3	HSM-1	Hen 00	Hhi 01	Hni 00	Hch 01
HLR-1	-	0.015	0.033	0.024	0.045	0.036	0.051	0.071
HSR-3	0.015*	-	0.024	0.015	0.036	0.036	0.042	0.063
HLM-3	0.033	0.024	-	0.021	0.048	0.042	0.054	0.068
HSM-1	0.024	0.015	0.021	-	0.039	0.033	0.039	0.065
Hen 00	0.045	0.036	0.048	0.039	-	0.048	0.054	0.074
Hhi 01	0.036	0.036	0.042	0.033	0.048	-	0.039	0.077
Hni 00	0.051	0.042	0.054	0.039	0.054	0.039	-	0.086
Hch 01	0.071	0.063	0.068	0.065	0.074	0.077	0.086	-

*: Genetic distance is shown as value of substitutions per positions (336).

Table 4 Genetic distances of NV genes among the isolates in Hokkaido and the isolates in the United States

Isolates in U. S. *	Isolates in Hokkaido							
	HLR-1	HSR-3	HLM-3	HSM-1	Hen 00	Hhi 01	Hni 00	Hch 01
RB-76	0.015 **	0.006	0.018	0.009	0.030	0.030	0.036	0.057
LWS-87	0.027	0.018	0.030	0.021	0.042	0.042	0.048	0.068
LR-73	0.030	0.021	0.033	0.024	0.045	0.039	0.039	0.071
Carson-89	0.030	0.021	0.033	0.024	0.045	0.045	0.051	0.071
SRCV	0.036	0.027	0.039	0.030	0.039	0.045	0.051	0.068
Col-80	0.036	0.027	0.039	0.030	0.039	0.045	0.051	0.068
WRAC	0.033	0.030	0.042	0.033	0.036	0.042	0.048	0.068
CST-82	0.033	0.030	0.042	0.033	0.036	0.042	0.048	0.068
LR-80	0.042	0.033	0.045	0.036	0.045	0.051	0.057	0.077
Col-85	0.042	0.033	0.045	0.036	0.045	0.051	0.057	0.077
HO-7	0.048	0.039	0.051	0.042	0.051	0.057	0.063	0.083
193-11	0.045	0.042	0.054	0.045	0.054	0.051	0.065	0.086

*: The neucleotide sequences of NV gene of U. S. isolates were researched by Nichol et al. (1997) and deposited in GenBank (Number L40871-L40882).

** : Genetic distance is shown as value of substitutions per positions (336).

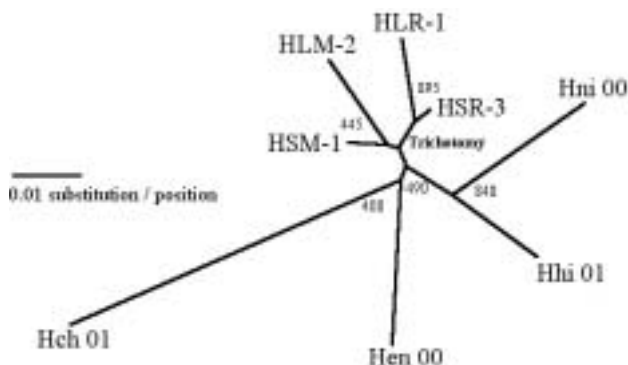


Fig. 1 The phylogenetic tree (neighbor joining method) constructed from sequence data of NV gene. Bootstrap values for 1,000 replicates are shown. Bar indicates genetic distance (0.01 substitutions per positions).

that IHN that took root in some salmonid fish in Japan might originate from infected eggs brought by international trade. The similarity found in strain HSR-3 isolated in Hokkaido and strain RB-76 isolated in the United States is strong evidence for their hypothesis.

References

Kurath, G., Ahern, K. G., Pearson, G. D. and Leon, J. C. (1985). Molecular cloning of the six mRNA species of infectious hematopoietic necrosis, a fish rhabdovirus, and gene order determination by R-

- loop mapping. *Journal of Virology*, 53, 462 - 468.
- Kurath, G., Higman, K. H. and Bjorklund, H. V. (1995). The NV gene of fish rhabdovirus: development of RNase protection assays for rapid assessment of genetic variation. *Veterinary research*, 26, 477 - 485.
- Morzunov, S. P., Winton, J. R. and Nichol, S.T. (1995). The complete genome structure and phylogenetic relationship of infectious hematopoietic necrosis virus. *Virus Research*, 38, 175 - 192.
- Nichol, S. T., Rowe, J. E. and Winton, J. R. (1995). Molecular epizootiology and evolution of the glycoprotein and non-virion protein genes of infectious hematopoietic necrosis virus, a fish rhabdovirus. *Virus Research*, 38, 159 - 173.
- Oshima, K. H., Arakawa, C. K., Higman, K. H., Landolt, M. L., Nichol, S. T. and Winton, J. R. (1995). The genetic diversity and epizootiology of infectious hematopoietic necrosis virus. *Virus research*, 35, 123-141.
- Page, R. D. M. (1996). TREEVIEW: An application to display phylogenetic trees on personal computer. *Computer Applications in the Bioscience*, 12, 357 - 358.
- Suzuki, K. and Sakai, D. K. (1989). A difference of pathogenicity to rainbow trout, *Oncorhynchus mykiss*, in IHN virus strains. *Scientific Reports of Hokkaido Fish Hatchery*, 44, 57 - 62.
- Suzuki, K. and Sakai, D. K. (1991). Difference in the virulence of IHN virus strains to masu salmon, *Oncorhynchus masou*, fry and juveniles. *Scientific Reports of Hokkaido Fish Hatchery*, 45, 23 - 27.
- Thompson, J. D., Higgins, D. G. and Gibson, T. J. (1994). CLUSTAL W: improving the sensitivity of progressive multiple sequence alignment through sequence weighting, position-specific gap penalties and weight matrix choice. *Nucleic Acids Research*, 22, 4673 - 4680.
- Winton, J. R. (1991). Recent advances in detection and control of infectious hematopoietic necrosis virus in aquaculture. *Annual Review of Fish disease*, 1, 83 - 93.
- Wolf, K. and Quimby, M. C. (1962). Established eurythermic line of fish cells in vitro. *Science*, 135, 1065 - 1066.
- Yoshimizu, M. (1996). Disease problems of salmonid fish in Japan caused by international trade. *Scientific and Technical Review*, 15 (2), 533 - 549.

和文摘要

北海道で分離された伝染性造血器
壊死症ウイルスの遺伝的多様性

畑山 誠

北海道におけるIHNウイルスの変異について知るため、ウイルス遺伝子の一つNV遺伝子の塩基配列を調査した。1980年代に分離されたIHNウイルス4株（HLR-1, HSR-3, HLM-3, HSM-1）ならびに2000年以降に分離された4株（Hen 00, Hhi 01, Hni 00, Hch 01）を解析の対象とした。1980年代に分離された4株の遺伝的距離（塩基置換率）は0.015から0.033であった。一方、2000年以降に分離された4株の遺伝的距離は0.039から0.086であり約十数年の間にもIHNウイルスの変異が進んでいることがうかがえた。さらにGenBankに登録されているNV遺伝子の塩基配列を含め解析を行ったところ、米国で分離されたRB-76株が北海道のHSR-3株と非常に近似していることがわかった。この2株の塩基置換は336塩基中2塩基であった。そして北海道で分離された8株全てが、GenBankに登録されているNV遺伝子のなかRB-76株に近似していることがわかった。これらの結果から北海道のIHNウイルスはRB-76株に近似したのから派生したことが考えられた。

北海道立水産孵化場研究報告投稿規程および原稿の書き方

1. 研究論文, 短報および総説を載せる。

これら以外の予報や単なる観測成績, 調査報告などの資料は受け付けない。なお, 英文の研究論文, 短報および総説も受け付ける。

2. 原稿

原稿は平易な文章で, 平仮名混じり楷書とし, 仮名づかいは現代仮名づかいを用いる。

行間を1cm程度あける。

3. 体裁

研究論文は, 表題, 著者氏名(所属), Abstract, 緒言, 材料および方法, 結果, 考察, 要約, 謝辞, 文献の順序とする。見出しは, 中央に記載する。但し「緒言」の見出しは付けない。

短報は, 表題, 著者氏名(所属), 英文の表題, 著者氏名(所属), Abstract, 本文, 文献の順とする。緒言その他の区別は付けず, 文献は最小限とする。

4. 表題および著者氏名

表題, 著者氏名(所属), 英文表題および著者氏名(所属(英文))の順とする。共著者のいる場合は, 氏名を中黒「・」でつなく。

論文を幾つかに分けて出すときは, 主表題 1. 表題, 或いは主表題 副表題とする。

5. ランニングタイトル(紙面上部欄外に記載する, 表題を簡潔に短縮した形のもの)

20字以内とし, 本文1ページ上部欄外に記載する。

6. Abstract

英文, 行間を1cm程度あける, 1枚(250語程度)とする。

段落は付けない。目的と方法と結果を簡潔にまとめ, Abstractのみで論文の内容がわかるようにする。図表, 文献および略字はさける。

7. 要約

目的と方法と結果を簡潔にまとめ, 要約のみで論文の内容がわかるようにする。

8. 文献

引用文献は, 本文の最後に著者氏名のアルファベット順にまとめる。雑誌では, 著者氏名(年), 表題, 雑誌名, 巻, 頁, 単行本では, 著者氏名(年), 表題, 版, 発行所, 発行地を記入する。雑誌名は略さない。私信, 未発表データあるいは準備中の論文などは, 文献に含めない。

(1) Bangham, A. D., Standish, M. M. and Watkins, J. C. (1965). Diffusion of univalent ions across the lamellae of swollen phospholipids. *Journal of Molecular Biology*, **13**, 238-252.

(2) 吉水守・木村喬久・坂井稔(1976). サケ科魚類の腸内細菌叢に関する研究 - 飼育魚の腸内細菌数と細菌叢. *日本水産学会誌*, **42**, 91-99.

(3) Roitt, L., Brostoff, J. and Male, D. (1985). *Immunology*, 1st edn. The C. V. Mosby Company, St. Louis, Missouri.

(4) Ellis, A. E. (1982). Differences between the immune mechanisms of fish and higher vertebrates. In *Microbial Diseases of Fish*, 1st edn. (R. J. Roberts, ed.), pp. 1-29. Academic Press, New York.

(1)(2)は, 雑誌(3)(4)は, 単行本の記載例((4)は一部引用の場合)。本文中では, ...Ellis and Wootten(1978)によると..., 近藤ら(1982)によって行われ..., ...であった(宇藤, 1980), のように引用する。

9. 図表および写真

図表あるいは写真には, それぞれ論文のなかに出てくる順序に従って一連番号を付ける。図および写真は「Fig.1」, 「Fig.2」..., 表は「Table 1」Table 2」...とし, 本文中に引用するときも上記のようにする。表題, 説明は英文とする。説明は本文を参照することなしに, 内容がわかるものとする。図あるいは写真の説明は別紙とする。

カラー写真は, 受け付けない。図表および写真は, 印刷時には縮小されるので, 番号, 記号, 数字の大きさ, 線の太

さなどは、その点を考慮する。なお、図表および写真は裏面または表紙隅に軟らかい鉛筆で著者名を記入する。

10. 記号および単位

記号、単位は、h (あるいは時間), min (あるいは分), sec (あるいは秒), km, m, mm, nm, pm, kg, g, μ g (質量の単位), g (遠心力の単位)%, %(v/v), %(w/v)などを用い、符号の後の点はつけない。また ml^{-1} , l^{-1} などとし、/ml, /lなどは用いない。なお他の記号、単位については「物理化学量および単位に関する記号と術後の手引き」(日本化学会刊)などに準拠のこと。

11. 活字の指定

下記のようにする。

	指定記号	指定記号	
キャピタル	≡ ≡	下つき \wedge	(例) CH_{50}
スモールキャピタル	= =	上つき \vee	(例) 10^6
ゴシック	~~~~~	ギリシャ文字 \oplus	(例) α , \wedge
イタリック	———		\vee

\oplus

12. 校正記号

校正記号は、日本工業規格校正記号32号 (JIS Z8208-1965) などにより朱書きする。

13. 原稿の書き方が本投稿規定と著しく異なるものについては受け付けない。

受理月日は、編集委員が掲載可と認めた原稿の到着日とする。投稿後、本文、図表あるいは写真などの差し替え、追加あるいは削除は一切受け付けない。

なお、本規定および原稿の書き方の作製にあたっては、日本水産学会誌、Journal of Fish Biology、日本細菌学雑誌、魚病研究、北海道大学水産学部研究彙報などの投稿規定および原稿の書き方を参考とし、文献例などもこれらの雑誌からとった。

14. キーワード

報文の索引に寄与する5語以内の主要名詞 (可能な限り日本語) を投稿用表紙 (別紙) に記入する。

15. 英文論文の和文摘要

英語報文には本文300字程度の和文摘要を付ける。和文表題、著者名、摘要の順に記述する。

16. 投稿用表紙

提出原稿の1枚目に本誌別添の『北海道水産孵化場研報投稿用表紙』に必要事項を記入し、A4サイズに拡大して添付する。

北海道水産孵化場研報 投稿用表紙

(A4版に拡大して投稿原稿1枚目に添付する)

1. 表題 (和文を上段に, 英文を下段に並べて併記する)

2. ランニングタイトル (20字以内)

3. 著者 (和文を上段に, 英文を下段に並べて併記する)

4. キーワード (魚種名を含む5語以内の名詞)

5. 所属機関名 (和文を上段に, 英文を下段に並べて併記する)

6. 投稿原稿用紙枚数

(1) 本文枚数 (表題, 著者名, 所属, 本文, 要約, 謝辞, 文献, 英文要約, 図表の英文説明の順とする)

合計 枚

(2) 表の枚数 (A4版, 1表1枚とする)

合計 枚

(3) 図の枚数 (A4版, 1表1枚とする)

合計 枚

注意 : (1) 1と3はこれで目次を作りますので, とくに正確に記入してください。

(2) 英文添削の必要上, 英文原稿は和文と別葉にし, 図と表はコピーを各1部ずつ添付してください。

(3) 原稿には下段中央に必ず頁を記入してください。

略 称 北海道立水産孵化場研報

Abbreviation Sci. Rep. Hokkaido Fish Hatchery

平成 18 年 3 月 31 日 発行

発行所 北海道立水産孵化場

恵庭市北柏木町3丁目373番地

電 話 0123-32-2135

F A X 0123-34-7233

郵便番号 061-1433

発行者 跡 部 進

編集者 北海道立水産孵化場出版委員会

印刷所 株式会社 総北海
